

BANKA SLOVENIJE

Prikazi in analize VIII/4 (november 2000), Ljubljana

UČINKOVITOST BANK IN TRŽNA STRUKTURA V SLOVENSKEM BANČNIŠTVU

Marko Košak*

Povzetek

Članek obravnava in povezuje dve področji empiričnega proučevanja bančnega sektorja: merjenje učinkovitosti poslovanja bank ter analizo tržne strukture bančnega sektorja. Empirična analiza je izvedena na podatkih za slovenski bančni sistem v obdobju od leta 1994 do 1998. Merjenje stroškovne učinkovitosti bank s kazalcem X-učinkovitosti pokaže, da med bankami obstajajo razlike v stroškovni učinkovitosti ter da bi v povprečju slovenske banke lahko znižale svoje stroške poslovanja vsaj za 18 do 22% glede na najbolj stroškovno učinkovito banko v vzorcu. Analiza tržne strukture v drugem delu prispevka pa pokaže, da ne moremo potrditi veljavnosti hipotez tržne moči, lahko pa sklepamo na veljavnost hipoteze učinkovite strukture, temelječi na učinkovitosti ekonomij obsega, medtem ko hipoteze učinkovite strukture, temelječe na stroškovni X-učinkovitosti ne moremo potrditi. To pomeni, da v proučevanem obdobju ne moremo dokazati pomena izkoriščanja tržne moči ali X-učinkovitosti za oblikovanje tržne strukture slovenskega bančnega sistema, lahko pa utemeljeno sklepamo, da se je izraba ekonomij obsega pokazala kot relevanten dejavnik oblikovanja tržne strukture.

Ključne besede: banke, X-učinkovitost, bančni sistem, tržna struktura

Abstract

The empirical analysis presented in the article deals with two related issues: the efficiency and the market structure of the banking sector in Slovenia in the period from 1994 through 1998. Efficiency is measured as cost or X-efficiency using stochastic frontier approach. It turns out that there are significant differences in X-efficiency between banks in the period under consideration. By improving their efficiency banks could on average achieve 18 to 22% cost savings in comparison to the most efficient bank in the sample. The market structure analysis in the second part of the article can not confirm that any of the forms of the market power hypothesis could be valid. On the other hand the results speak only in favor of the scale efficiency version of the efficient structure hypothesis. In other words we are not able to prove the relevance neither of market power nor of X-efficiency for formation of the existent market structure in Slovenian banking, but use of scale economies seems to be relevant.

Keywords: banks, X-efficiency, banking system, market structure

* Mag. Marko Košak je asistent na Ekonomski fakulteti v Ljubljani. Tel. +386 (1) 1892 400. E-mail: marko.kosak@uni-lj.si.

1. UVOD

Prispevek obravnava in povezuje dve področji empiričnega proučevanja bančnega sektorja v Sloveniji: merjenje učinkovitosti poslovanja bank ter analizo tržne strukture bančnega sektorja.

V drugem poglavju, ki sledi uvodu, je najprej kratko predstavljeno področje proučevanja učinkovitosti poslovanja bank, na katerem se poleg tradicionalnega merjenja učinkovitosti s pomočjo računovodsko-finačnih kazalcev, zlasti na področju stroškovne učinkovitosti, lahko uporablja tudi koncept stroškovne X-učinkovitosti. Kazalci stroškovne X-učinkovitosti so relativni kazalci, ki so izračunani s pomočjo ocenjevanja stroškovnih funkcij in zagotavljajo večjo primerljivost med bankami. V nadaljevanju drugega poglavja je predstavljena tehnika merjenja X-učinkovitosti ter rezultati, ki smo jih dobili pri merjenju X-učinkovitosti poslovanja slovenskih bank v obdobju od leta 1994 do 1998.

Tretje poglavje prinaša testiranje dveh skupin hipotez o oblikovanju tržne strukture v bančnem sektorju. Prvo skupino predstavljajo hipoteze tržne moči ter drugo hipoteze učinkovite strukture. Obe skupini hipotez sta empirično testirani na podatkih za slovenski bančni sistem, rezultati pa so predstavljeni ob zaključku tretjega poglavja.

Tretjemu poglavju sledi sklep, ki kratko povzema glavne ugotovitve celotnega prispevka.

2. PROUČEVANJE UČINKOVITOSTI V BANČNIŠTVU

2.1. Predstavitev področja proučevanja

2.1.1. Različni vidiki proučevanja učinkovitosti poslovanja bank

Proučevanje učinkovitosti poslovanja bank je le eden od segmentov proučevanja učinkovitosti poslovanja finančnih institucij nasploh, čeprav v literaturi dejansko prevladuje delež raziskav na področju bančništva.

Razlogi za pojavljanje študij o učinkovitosti bank, kot jih navajajo avtorji, so različni, vendar v osnovi s svojimi rezultati omogočajo odgovor na naslednja vprašanja:

1. Kolikšne so razlike v učinkovitosti poslovanja bank?
2. Kateri dejavniki vplivajo na razlike v učinkovitosti poslovanja?
3. Kakšne so posledice obstoja razlik v učinkovitosti poslovanja bank?

Odgovori na navedena vprašanja zanimajo na eni strani državne institucije, ki oblikujejo finančno in denarno politiko ter skrbijo za nadzor poslovanja bank in tržni red ter na drugi strani lastnike ter upnike bank. Prav v primeru bank je pomen ugotavljanja njihove učinkovitosti zaradi specifičnosti bančne dejavnosti še toliko večji, saj imajo v večini bančnih sistemov državne oblasti bolj ali manj neposreden nadzor nad delovanjem in strukturo bančnih sistemov in so zainteresirane za stabilnost delovanja bančnih sistemov kot celote. Dodatno teže proučevanju učinkovitosti daje tudi dejstvo, da se v vlogi upnikov bank poleg pravnih oseb pojavljajo tudi številni posamezniki kot bančni komitenti, zaradi česar je stabilnost bančnega sistema še posebej pomembna.

V nadaljevanju nas bodo zanimali predvsem aplikativni vidiki proučevanja učinkovitosti poslovanja bank, kar je po našem mnenju v trenutnih slovenskih razmerah pomembno in

zanimivo zlasti za regulatorne institucije, ki v slovenskem prostoru opravljajo nadzorno funkcijo v bančnem sistemu, odločajo o stopnji liberalizacije na bančnem trgu in v končni fazi tudi skrbijo za tržni red.

Sam pojem učinkovitosti bank se najpogosteje povezuje s stroškovno učinkovitostjo poslovanja bank, to pa je prvotno tudi bilo osnovno področje proučevanja učinkovitosti. V svojih začetkih se je namreč proučevanje učinkovitosti bank in finančnih institucij nasploh osredotočalo praktično izključno na stroškovne vidike učinkovitosti, pri čemer sta se v osnovi oblikovali dve pomembni smeri proučevanja: prva, enostavnejša, ki temelji na uporabi računovodsko-finančnih kazalcev ter druga, nekoliko bolj kompleksna, ki temelji na ocenjevanju stroškovnih funkcij in merjenju stroškovne učinkovitosti s pomočjo teh funkcij.

Zlasti v bančni praksi je uporaba različnih finančnih kazalcev za presojanje učinkovitosti poslovanja zelo razširjena in to kljub dejstvu, da je zanesljivost tovrstnih kazalcev, zlasti zaradi težav s primerljivostjo med bankami, marsikdaj nezadovoljliva ali celo vprašljiva.

Na marsikdaj dokaj ohlapno rabo pojma učinkovitosti kaže tudi precejšnje število kazalcev, ki se označujejo kot kazalci učinkovitosti. Avtorji kot kazalce za presojanje učinkovitosti poslovanja na primer navajajo neto obrestno maržo poslovanja (angl. *net interest margin*), neto neobrestno maržo poslovanja (angl. *net noninterest margin*), neto celotno maržo poslovanja (angl. *net operating margin*)¹ ter tudi kazalec donosnosti bančnih naložb (*ROA*), vendar ob tem praviloma ne pojasnjujejo natančno za merjenje kakšne učinkovitosti pri tem gre. Med kazalci, ki so namenjeni neposrednemu ugotavljanju stroškovne učinkovitosti poslovanja bank pa prednjačijo kazalci kot so kvocient učinkovitosti² (angl. *operating efficiency ratio* ali *efficiency ratio*), delež operativnih stroškov v povprečni bilančni vsoti in delež stroškov dela v povprečni bilančni vsoti. Skupna značilnost teh kazalcev stroškovne učinkovitosti je, da izbrano kategorijo stroškov največkrat primerjajo z bilančno vsoto kot osnovo, pri tem pa zanemarjajo razlike v strukturi bančnih aktivnosti, ki so ob podobnih ali celo enakih bilančnih vsotah lahko zelo različne in odražajo tudi razlike v kvaliteti bančnih produktov.

Na previdnost pri uporabi in hkrati na pomanjkljivosti kvocienta učinkovitosti kot enega najbolj razširjenih kazalcev stroškovne učinkovitosti poslovanja bank opozarjajo tudi nekateri članki (npr. Welch, 1999). Vrednosti kvocienta učinkovitosti, definiranega kot razmerje med stroški in prihodki banke (angl. *cost/income ratio*) se lahko bistveno spreminjajo zaradi marsikdaj zelo različne strukture produktov, ki jih ponujajo banke. Ravno zaradi tega dejstva so lahko problematične ne samo medbančne ampak tudi medčasovne primerjave kvocientov učinkovitosti.

Welch (1999) opozarja zlasti na pomemben vpliv netradicionalnih bančnih aktivnosti na razlike v višini koeficientov učinkovitosti. Avtor namreč ugotavlja koreliranost med visokimi, torej neugodnimi vrednostmi koeficienta učinkovitosti in visokim deležem dobička iz neobrestnih prihodkov v celotnem dobičku. Očitno je torej, da je pri uporabi koeficientov učinkovitosti, zlasti za medbančne primerjave, potrebna precejšnja previdnost, na kar opozarjajo tudi avtorji verjetno najbolj znane razvrstitve 1000 največjih svetovnih bank, ki jo pripravljajo pri reviji *The Banker* (*The Banker*, julij 1999, str. 133).

¹ Pri tem Rose (1999, str. 159) definira neto obrestno maržo kot kvocient, s katerim primerjamo neto obrestne prihodke banke s celotnimi donosnimi naložbami banke, neto neobrestno maržo pa kot razmerje med neto neobrestnimi prihodki banke in celotnimi donosnimi naložbami banke. Neto celotna marža pa združuje lastnosti obeh kazalcev, saj predstavlja razmerje med celotnimi neto prihodki poslovanja banke in celotnimi donosnimi naložbami banke.

² Kvocient učinkovitosti večina avtorjev in uporabnikov definira kot razmerje med operativnimi stroški poslovanja bank in celotnimi prihodki bank (npr. Koch in MacDonald, 2000; *The Banker*, julij 1999 in julij 2000).

Poleg računovodsko-finačnih kazalcev za proučevanje učinkovitosti bank so se, sprva predvsem v akademskih krogih, razvile alternativne možnosti proučevanja učinkovitosti poslovanja bank, ki so pogosto nekoliko zahtevnejše za uporabo, vendar kljub temu prodirajo tudi na področje uporabnih raziskav (npr. EC, 1997). Med temi metodami je zlasti pomembna metoda mejne stroškovne krivulje učinkovitosti (angl. *cost frontier analysis*), ki po mnenju nekaterih avtorjev (Berger in Humphrey, 1992; DeYoung, 1997; Berger, 1999) zagotavlja boljšo primerljivost bank po kriteriju učinkovitosti. Poleg tega pa se lahko v vlogi mejnih funkcij, glede na željeni koncept učinkovitosti, uporabljajo ne samo stroškovne pač pa tudi produkcijske in dobičkovne funkcije, s čimer se učinkovitost bank lahko ugotavlja ne samo s stroškovnega pač pa tudi drugih zornih kotov.

Obeh metod proučevanja učinkovitosti (finačni kazalci in mejne funkcije) ne gre razumeti kot dveh medsebojno izključujočih se alternativ, pač pa predvsem kot dveh metodološko različnih pogledov na obravnavanje učinkovitosti v bančnem sektorju. Pri uporabi obeh metodoloških pristopov se je potrebno zavedati njunih prednosti in pomanjkljivosti ter v tem smislu tudi ustrezno uporabljati in interpretirati rezultate, ki jih ponujata.

2.1.2. Uveljavitev koncepta X-učinkovitosti poslovanja bank

Med članki, ki predstavljajo začetke proučevanja t.i. X-učinkovitosti poslovanja bank je članek, ki sta ga objavila Berger in Humphrey (1991) in predstavlja logično nadaljevanje dela, ki ga je pričel Humphrey (1990). Berger in Humphrey (1991) sta namreč opozorila na dokaj pomembno ugotovitev, do katere sta prišla pri proučevanju stroškov poslovanja ameriških bank za leto 1984, namreč da se stroški poslovanja bank, ki poslujejo pri približno enakem obsegu in enaki strukturi produktov pogosto bistveno razlikujejo. Te razlike sta pripisovala razlikam v učinkovitosti. Berger in Humphrey v svojem članku še ne uporabljata pojma X-neučinkovitost, čeprav neučinkovitost definirata kot razliko med dejanskimi stroški in stroški, ki jih je možno napovedati z uporabo ocenjene stroškovne funkcije (avtorja govorita o "inefficiency residuals"), ki odigra vlogo mejne funkcije učinkovitosti. Ključna ugotovitev Bergerja in Humphreya (1991) je bila, da se razlike v stroških poslovanja bank le v manjši meri pojavljajo zaradi razlik v ekonomijah obsega (angl. *economies of scale*) in ekonomijah povezanosti (angl. *economies of scope*), prevladujoč dejavnik je po mnenju obeh avtorjev neučinkovitost bank. Ta ugotovitev pa je bila tudi pomembna vzpodbuda drugim raziskovalcem, da so začeli več pozornosti namenjati proučevanju učinkovitosti.

Vsebinsko gledano sta Berger in Humphrey (1991) govorila o konceptu X-učinkovitosti, ki ga je že v 60. letih uvedel Leibenstein (1966), vendar v empiričnih raziskavah na področju bančništva praktično ni bil uporabljen do začetka 90. let, kljub temu da so bile raziskave na to temo v drugih gospodarskih panogah kar pogoste in da so se v drugi polovici 80. let začele naglo razvijati tudi metode za merjenje X-učinkovitosti. Leibenstein je s pojmom X-neučinkovitosti opisal popustljivo obnašanje managementa podjetij v pogojih velike tržne moči in šibke konkurence na trgu. Večja konkurenca na trgu naj bi proizvodno enoto prisilila k bolj preudarnemu razpolaganju s produkcijskimi faktorji, tako v smislu porabljenih količin kot tudi v smislu njihovega kombiniranja. V skladu s takšnim pogledom na proizvodno enoto se kot kriterij njenega obnašanja uveljavlja minimiziranje stroškov, na tem pa tudi temelji empirično proučevanje stroškovne X-učinkovitosti.

Dokončno domovinsko pravico v raziskavah o bančni učinkovitosti je pojem X-učinkovitosti dobil z objavo članka "*The efficiency of financial institutions: A review and preview of research past, present, and future.*" (Berger, Hunter in Timme, 1993), ki predstavlja eno temeljnih in verjetno tudi najpogosteje citiranih del na tem področju. V obdobju, ki je sledilo, so se pojavile številne študije s področja proučevanja učinkovitosti poslovanja bank, ki pa so

bile praviloma omejene na proučevanje bančnih sistemov ZDA in zahodnoevropskih držav (npr. EC, 1997; Berger in Humphrey, 1997; Molyneux et al., 1996; Berger in Mester, 1997).

2.2. Merjenje X-učinkovitosti z uporabo stroškovne funkcije

Pri sami uporabi pojma X-učinkovitosti pogosto naletimo na izmenično uporabljanje dveh pojmov: X-učinkovitost in X-neučinkovitost. Gre za komplementarna pojma, ki opisujeta isti pojav oziroma stanje, vendar vsak s svojega zornega kota.

Razvojno gledano se je empirično proučevanje X-učinkovitosti pojavilo kot nadgradnja proučevanja stroškovnih učinkov ekonomij obsega in ekonomij povezanosti in je v novejši literaturi postopoma tudi prevladalo, zlasti po objavi člankov nekaterih avtorjev (npr. Berger in Humphrey, 1991), ki so ugotavljali, da je stroškovna neučinkovitost bančnega poslovanja predvsem posledica X-neučinkovitosti in manj neučinkovitosti, ki bi izhajale iz ekonomij obsega ali ekonomij povezanih proizvodov. Berger in Humphrey (1991) sta tako na proučevanem vzorcu ameriških bank odkrila, da se stroški stroškovno najbolj in stroškovno najmanj učinkovitih bank zaradi neizkoriščenih ekonomij obsega in ekonomij povezanih proizvodov razlikujejo za približno 5%, medtem ko so bile razlike ugotovljene zaradi X-neučinkovitosti mnogo večje in sicer okrog 25% in več.

2.2.1. Tehnika merjenja X-učinkovitosti

Ugotavljanje X-učinkovitosti proizvodnih enot, v našem primeru bank, temelji na ocenjevanju stroškovne funkcije, ki izhaja iz produkcijske funkcije veljavne za opazovane proizvodne enote. Ocenjena stroškovna funkcija predstavlja t.i. mejno funkcijo učinkovitosti (angl. *efficiency frontier*), ki jo lahko ocenjujemo z dvema skupinama metod. Prva skupina metod temelji na tehniki linearnega programiranja, v drugo skupino pa uvrščamo stohastične metode, ki temeljijo na uporabi ekonometričnih tehnik. V našem primeru bo uporabljena druga skupina metod, pri kateri moramo oblikovati ekonometrični model stroškovne funkcije. Stroškovna funkcija, ki jo bomo ocenili za proučevano skupino bank bo tako predstavljala njihovo povprečje stroškov poslovanja, od katerega so lahko posamezne banke bolj ali manj oddaljene.

V najbolj splošni obliki lahko ekonometrični model za ocenjevanje stroškovne učinkovitosti zapišemo kot (npr. Greene, 1997)

$$c_i = f(\mathbf{x}_i; \mathbf{B}) + \varepsilon_i.$$

Če predpostavimo, da velja $\varepsilon_i = v_i + u_i$, potem lahko ekonometrični model zapišemo tudi kot:

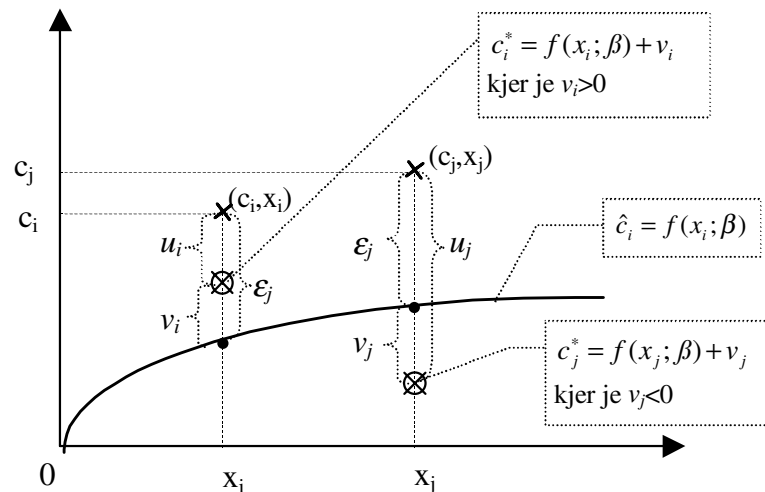
$$c_i = f(\mathbf{x}_i; \mathbf{B}) + v_i + u_i$$

kjer spremenljivka c_i označuje stroške i -te proizvodne enote, \mathbf{B} je vektor ocenjenih parametrov, \mathbf{x}_i pa vektor cenovnih in produktnih spremenljivk vključenih v stroškovno funkcijo. Napake modela, ki jih označimo z ε_i , razčlenimo na del, ki zajema slučajne odklone v_i in del, ki ga označimo kot faktor neučinkovitosti u_i .

Za slučajne odklone, v_i , ki so rezultat napak pri merjenju in drugih slučajnih dejavnikov se predpostavlja, da so neodvisni drug od drugega ter enakomerno porazdeljeni (iid) z normalno porazdelitvijo $N(0, \sigma_v^2)$. Za faktor neučinkovitosti, ki je opisan s členom u_i pa predpostavimo, da velja omejitev $u_i \geq 0$, kar pomeni da maksimalno učinkoviti proizvodni

enoti, ki posluje s primerjalno najnižjimi stroški pripada vrednost $u_i=0$. Manj stroškovno učinkovite proizvodne enote enako količino in strukturo proizvodov proizvajajo z višjimi stroški kot stroškovno bolj učinkovita proizvodna enota, kar se odrazi na večjem u_i . Različnost posameznih ekonometričnih metod se izraža ravno v različnih načinih za ločitev člena u_i od v_i .

Slika 1: Prikaz ločitve slučajnih odklonov v_i od komponente neučinkovitosti u_i na primeru enostavne stroškovne funkcije



Vir: Prirejeno po Coelli et al., 1999.

Na *sliki 1* naraščajoča krivulja ponazarja ekonometrično ocenjeno enostavno stroškovno funkcijo $\hat{c}_i = f(\mathbf{x}_i; \mathbf{B})$. Funkcija \hat{c} torej opisuje deterministično razmerje med stroški proizvodnje (\hat{c}_i) in faktorji (\mathbf{x}_i), ki določajo stroškovno funkcijo. To deterministično razmerje dejansko pri posameznih proizvodnih enotah ne velja ali velja zgolj slučajno. Dejanske vrednosti stroškov za posamezne proizvodne enote so v *sliki 1* prikazane s točkami (c_i, x_i) in (c_j, x_j) , vendar te vrednosti poleg vrednosti, ki jih določa deterministična funkcija vsebujejo tudi slučajnostne odklone v_i ter faktor neučinkovitosti u_i . V prikazu na *sliki 1* je torej proizvodna enota j , ki je prikazana s točko (c_j, x_j) , stroškovno manj učinkovita kot proizvodna enota i , ki je prikazana s točko (c_i, x_i) , saj velja $u_j > u_i$. Z medsebojno primerjavo vrednosti faktorja neučinkovitosti u , lahko tako sklepamo na razlike v X-učinkovitosti med proizvodnimi enotami. Ideal, ki bi si ga želeli doseči pri merjenju X-učinkovitosti bi bil v tem, da bi lahko ugotovili kolikšna je maksimalna možna učinkovitost pri neki dani tehnologiji in bi nato ugotavljali odstopanje posameznih proizvodnih enot od maksimalno učinkovite proizvodne enote. Vendar je temeljni problem vsakega merjenja X-učinkovitosti v tem, da ne moremo ugotoviti ali proizvodna enota, ki bi imela maksimalno možno učinkovitost sploh obstaja, torej da bi resnična vrednost faktorja neučinkovitosti bila $u=0$. Raziskovalci zato praviloma za primerjavo vedno vzamejo proizvodno enoto z najmanjšo absolutno vrednostjo izmerjenega faktorja neučinkovitosti u , ki jo razglasijo za najbolj učinkovito, z njo pa nato primerjajo faktorje neučinkovitosti vseh preostalih proizvodnih enot. Stopnja neučinkovitosti posamezne proizvodne enote se tako najpogosteje izraža relativno, kot razmerje med najbolj učinkovito in vsako posamezno opazovano enoto, vendar je način primerjave pogosto pogojen tudi z izborom funkcijske oblike za oceno stroškovne funkcije.

Iz vsega povedanega sledi, da je potrebno pri ekonometričnem ocenjevanju učinkovitosti posebno pozornost nameniti dvema pomembnima vprašanjema:

1. Izboru ustrezne funkcijske oblike in primerne metode ocenjevanja za ocenitev stroškovne funkcije.
2. Izboru ustrezne metode, ki nam omogoča ločitev slučajnostnih odklonov v_i od komponente neučinkovitosti u_i .

V našem primeru bomo, upoštevaje izkušnje iz raziskav opravljenih po svetu, kot osnovno funkcijsko obliko uporabili translog funkcijsko obliko, ki jo bomo nadgradili v Fourierovo gibljivo formo, kot metodo za ločitev slučajnostnih odklonov v_i od komponente neučinkovitosti u_i pa bomo uporabili t.i. metodo brez porazdelitve (angl. *distribution free approach*, *DFA*).

2.2.2. Merjenje X-učinkovitosti z ocenjevanjem stroškovne funkcije pri slovenskih bankah

Za ocenitev X-učinkovitosti slovenskih bank bomo uporabili metodologijo, ki jo navajata Berger in Mesterjeva (1997) in temelji na uporabi stroškovne funkcije v logaritemski obliki. Mera neučinkovitosti poslovanja i -te banke, ki jo uporabljata navedena avtorja temelji na že omenjeni stroškovni funkciji oblike³:

$$\ln C = f(w, y, z) + \ln v + \ln u,$$

kjer $f(\bullet)$ predstavlja izbrano logaritemsko funkcijsko obliko stroškovne funkcije, w je vektor cen produkcijskih faktorjev, y vektor količin bančnih produktov, z vektor dodanih izbranih kontrolnih spremenljivk, $(\ln v + \ln u)$ pa predstavlja napake regresijskega modela, ki jih je potrebno razčleniti na slučajne odklone $\ln v$ in faktor neučinkovitosti $\ln u$. V našem primeru bomo za razčlenitev obeh komponent napak regresijskega modela uporabili metodo brez porazdelitve, ki omogoča izločitev faktorja neučinkovitosti u na razmeroma enostaven način in ob sprejemljivih predpostavkah.

Berger in Mesterjeva (1997) mero X-učinkovitosti za posamezno banko definirata kot:

$$XEFF_i = \frac{\hat{C}_{\min}}{\hat{C}_i} = \frac{\exp[\hat{f}(w, y, z)] \times \exp[\ln \hat{u}_{\min}]}{\exp[\hat{f}(w, y, z)] \times \exp[\ln \hat{u}_i]} = \frac{\hat{u}_{\min}}{\hat{u}_i} \quad (1)$$

Iz zapisane enačbe je razvidno, da izračun mere učinkovitosti $XEFF$ temelji na primerjavi ocenjenih stroškov in učinkovitostne komponente najbolj stroškovno učinkovite banke v vzorcu (C_{\min}) ter ocenjenih stroškov in učinkovitostne komponente poslovanja posamezne opazovane i -te banke (C_i). Uporaba logaritemske oblike stroškovne funkcije omogoča, da se kvocient vsote ocenjenih stroškov in učinkovitostnih komponent primerjanih bank skrči na kvocient učinkovitostnih komponent primerjanih bank. Tako definirana mera učinkovitosti lahko zavzame vrednosti na intervalu $0 < XEFF_i \leq 1$, pri čemer vrednost $XEFF_i = 1$ pripada stroškovno najbolj učinkoviti banki v proučevanem vzorcu.

Če za neko opazovano banko izračunana mera učinkovitosti znaša na primer $XEFF_k = 0,80$ to pomeni, da opazovana banka dosega le 80% stroškovne učinkovitosti najbolj učinkovite banke v vzorcu ali povedano drugače: opazovana banka posluje s stroški, ki so za 25% višji

³ Ekonomska teorija stroškovno funkcijo opredeljuje kot funkcijsko razmerje med stroški poslovanja na eni strani ter cenami produkcijskih faktorjev in količinami produktov na drugi strani (npr. Kreps, 1990). To v nadaljevanju privzemamo kot дано dejstvo in ni predmet našega proučevanja.

od stroškov poslovanja pri stroškovno najbolj učinkoviti banki, ki ima koeficient učinkovitosti $XEFF = 1$.⁴ Opazovana banka bi torej lahko z izboljšanjem svoje stroškovne učinkovitosti na raven najboljše banke v vzorcu dosegla vsaj 20% znižanje stroškov poslovanja. Seveda lahko stopnjo učinkovitosti poslovanja banke izrazimo tudi z mero X -neučinkovitosti, ki bi v pravkar navedenem primeru znašala $XINEFF_k = 0,25$ in nam torej pove za koliko odstotkov stroški poslovanja opazovane banke presegajo stroške poslovanja najbolj učinkovite banke.

2.2.2.1. Določitev spremenljivk ocenjevanega modela pri slovenskih bankah

Pri pripravi empirične analize je potrebno najprej določiti produkte bančne dejavnosti in cene produkcijskih faktorjev bančnega poslovanja, ki predstavljajo vhodne spremenljivke v ocenjevanem ekonometričnem modelu stroškovne funkcije. Ker je definiranje produktov in produkcijskih faktorjev (oz. stroškov ki jih ti povzročajo) v bančništvu še posebej problematično, definiranju produktov in produkcijskih faktorjev namenjamo posebno pozornost.

Opredelitev produktov

Vprašanje opredelitve produkta v bančnem poslovanju v literaturi ni nedvoumno in dokončno rešeno. Večina avtorjev se naslanja na teoretični prispevek Sealeya in Lindleya (1977), ki pa tudi ne ponuja enoznačnega odgovora. V naši analizi bodo pri definiranju bančnih produktov upoštevane nekatere izkušnje drugih avtorjev podobnih raziskav, ki temeljijo na večproduktnih funkcijah (Berger in Mester, 1997; Molyneux et al., 1996; Hunter et al., 1990).

Upoštevajoč omejitve pri razpoložljivosti podatkov bosta pri analizi populacije slovenskih bank kot merilo bančnega produkta najprej uporabljeni dve osnovni spremenljivki: dana bančna posojila ter naložbe v vrednostne papirje. Enak izbor lahko najdemo na primer pri avtorjih ene od najbolj temeljitih analiz učinkovitosti bank v Evropi (Molyneux, Altunbas in Gardener, 1996). Taka opredelitev bančnega produkta naj bi po mnenju Molyneuxa in soavtorjev odsevala tudi univerzalni značaj evropskega bančništva, pri čemer so naložbe v vrednostne papirje približek za merjenje investicijske dejavnosti banke, obseg danih posojil pa približek za merjenje tradicionalne finančno-posredniške dejavnosti bank. Problematičnost takšnega izbora spremenljivk se v primeru slovenskih bank kaže v določeni meri zaradi nejasnosti pri obravnavanju sanacijskih vrednostnih papirjev naših največjih bank, saj do tovrstnih naložb v vrednostne papirje ni prišlo zaradi poslovnih odločitev teh bank, temveč zaradi same tehnike izvedbe sanacije.

Pri definiranju bančnih produktov se kot pomembna kaže tudi dilema o vključitvi depozitov kot produktnih spremenljivk. Obravnavanje bančnih depozitov kot bančnega produkta je vsebinsko gledano smiselno, saj depoziti za bančne komitente predstavljajo naložbeno možnost, ki zagotavlja določeno varnost naložbe, odvisno od vrste depozita tudi določeno stopnjo likvidnosti, poleg tega pa najbolj likvidni depoziti bančnim komitentom omogočajo izvajanje plačilnega prometa. Vse to bančnim komitentom prinaša določene koristi, ki jih naložbe pri drugih finančnih institucijah ali drugih finančnih oblikah ne nudijo. Avtorji pri obravnavi depozitov kot bančnega produkta praviloma izločijo medbančne obveznosti (npr.

⁴ Ker je učinkovitost definirana kot razmerje med stroški poslovanja najbolj učinkovite banke v vzorcu ($\hat{u}_{\min} = 1$) in opazovane banke (npr. $\hat{u}_i = 1,25$), je kvocient X -učinkovitosti za dani primer izračunan kot $XEFF = 1/(1+0,25) = 0,80$, iz tega sledi da so stroški poslovanja opazovane banke za 25% višji od stroškov najbolj učinkovite banke, kar lahko interpretiramo kot mero X -neučinkovitosti opazovane banke: $XINEFF = 0,25/1 = 0,25$. V navedenem primeru bi lahko tudi ugotovili, da lahko opazovana banka z ustreznim znižanjem stroškov poslovanja svojo X -učinkovitost izboljša za vsaj 25%, saj velja $((1 - 0,80)/0,80) = 0,25$.

Hunter et al., 1990) kar se je tudi v našem primeru pri primerjavi rezultatov empiričnih testiranj izkazalo kot smiselno.

Opredelitev cen produkcijskih faktorjev

Pri izboru produkcijskih faktorjev oziroma vhodnih cen, ki določajo stroške bančnega poslovanja lahko pri večini avtorjev, vsaj kar se tiče operativnih stroškov poslovanja, zasledimo precejšnjo enotnost, saj vsi avtorji stroške dela in stroške delovnih sredstev vključujejo v svoje analize. Razlike pri vključevanju različnih vrst stroškov se pojavljajo predvsem pri obrestih na vloge in druge dolžniške obveznosti banke, vendar tudi tu novejša raziskava praktično brez izjeme stroške obresti uvrščajo med stroške poslovanja bank (Molyneux et al., 1996), za kar sta podala teoretično osnovo Sealey in Lindley (1977).

Po zgledu drugih raziskav opravljenih v ZDA in Evropi ter upoštevajoč podatke o strukturi stroškov slovenskih bank⁵, so pri ocenitvi stroškovne funkcije za slovenske banke uporabljene tri skupine cen produkcijskih faktorjev, ki določajo stroške poslovanja bank:

- Povprečna obrestna mera depozitov, ki odraža povprečne stroške dolžniškega finančnega kapitala bank (strošek obresti). Spremenljivka je oblikovana tako, da so obresti za četrletno obdobje primerjane s povprečnim četrletnim stanjem dolžniških obveznosti banke.
- Povprečna cena delovne sile, ki odraža povprečne stroške dela⁶. Spremenljivka je oblikovana tako, da so skupni stroški dela za četrletno obdobje primerjani s povprečnim ocenjenim številom zaposlenih v tem obdobju.
- V tretji skupini pa so zajeti vsi preostali stroški poslovanja bank: dane provizije, splošni upravni stroški brez stroškov dela, drugi odhodki, odhodki za dolgoročne rezervacije, izredni odhodki in amortizacija. Vsi ti stroški so izraženi relativno glede na povprečno četrletno stanje vsote opredmetenih osnovnih sredstev, neopredmetenih dolgoročnih sredstev in drugih sredstev bank, ki se ne razvrščajo med posojila ali naložbe v vrednostne papirje. Ta skupina stroškov odraža povprečno ceno vseh preostalih produkcijskih faktorjev, uporabljenih v poslovanju bank.

Kot posebna kategorija odhodkov so v bilancah slovenskih poslovnih bank vključeni tudi odpisi terjatev in popravki vrednosti spornih terjatev, vendar tako nastalih stroškov poslovanja ne moremo razlagati kot produkt cene nekega določenega produkcijskega faktorja in njegovih porabljenih količin. Ker vpliva tovrstnih stroškov na poslovanje bank ne moremo zanemariti je ta kategorija po zgledu drugih raziskav (npr. Mester, 1996) vključena kot kontrolna spremenljivka, ki odraža kvaliteto bančnih naložb.

Kontrolne spremenljivke v stroškovni funkciji

Kot je že bilo omenjeno, sta v model vključeni tudi kontrolni spremenljivki in sicer višina bančnega kapitala ter znesek slabih posojil pri bankah. Obe spremenljivki se pri avtorjih, ki se ukvarjajo s proučevanjem učinkovitosti bank, pojavljata šele v novejšem času z uveljavljanjem t.i. sodobne metode proučevanja bančne aktivnosti. Ker se spremenljivki uporabljata v nekoliko različnih oblikah, je njuni opredelitvi in uporabi namenjena podrobnejša utemeljitev.

Lastniškemu kapitalu banke kot dejavniku, ki vpliva na učinkovitost poslovanja banke, se je posvečala večja pozornost od začetka 90. let dalje. Hughes in Mester (1993) sta tako v svojo

⁵ Upoštevana je razčlenitev strukture stroškov kot jo lahko razberemo iz računovodskih izkazov bank.

⁶ Gre za bilančno postavko stroški dela.

stroškovno funkcijo, ki sta jo ocenjevala na vzorcu ameriških bank, kot posebno spremenljivko vključila tudi višino lastniškega kapitala. Argument za to vidita v dejstvu, da višina lastniškega kapitala pri bankah ni endogeno določena na ravni, ki bi zagotavljala minimiziranje stroškov finančnega kapitala (avtorja govorita o "cost-minimizing level") kot enega od možnih virov financiranja banke. V prid ugotovitvi, da minimiziranje stroškov kapitala ni ključno vodilo pri določanju višine lastniškega kapitala govorita dve dejstvi (Hughes in Mester, 1993): prvič, denarne oblasti v državi določajo minimalno potrebni kapital za poslovanje bank ter drugič, če predpostavimo, da so poslovodstva bank tveganju nenaklonjena (angl. *risk averse*), potem lahko sklepamo, da bo znesek bančnega kapitala določen na višji ravni kot pa bi bilo to potrebno v primeru, če bi na njegovo višino vplival kriterij minimiziranja stroškov.

Pri analizi slovenskih bank bomo uporabili pristop, ki ga zagovarjata Hughes in Mester (1993) in bomo torej v analizo vključili spremenljivko, ki bo odražala višino lastniškega kapitala pri bankah, čeprav bi bilo smiselno upoštevati tudi zahtevano donosnost kapitala kot njegov implicitni strošek, vendar menimo da v trenutnih razmerah dovolj natančen izračun zahtevane donosnosti kapitala vseh slovenskih bank ne bi bil mogoč.

Prvi vidnejši raziskavi s področja proučevanja učinkovitosti bank, ki sta kot posebno spremenljivko vključevali tudi znesek slabih posojil sta bili opravljeni prav tako v začetku 90. let. Berg, Forsund in Jansen (1992) so tako v svojo neparametrično analizo vključili odpise neizterljivih terjatev norveških bank v proučevanem obdobju in sicer kot enega od produktov. Hughes in Mester (1993) sta upoštevala povprečni znesek slabih posojil pri proučevanih bankah v ZDA, spremenljivko pa sta interpretirala kot merilo kvalitete bančnega produkta. Njuni rezultati kažejo statistično značilen pozitiven vpliv kvalitete posojil na ceno (nezavarovanih) bančnih depozitov, kar pomeni višji strošek financiranja bank.

Menimo, da so opisane ugotovitve zadosten argument, da se v stroškovno funkcijo, na podlagi katere bomo analizirali učinkovitost poslovanja poslovnih bank v Sloveniji, vključi tudi druga kontrolna spremenljivka "slabe terjatve". Navedena spremenljivka bo izkazana kot povprečno stanje dvomljivih in spornih terjatev skupaj za posamezne banke, vključene v proučevani vzorec.

2.2.2.2. Izbor funkcijske oblike

Kot osnovna funkcijska oblika za ocenjevanje stroškovne funkcije je bila izbrana translog stroškovna funkcija. Ta funkcijska oblika se razmeroma pogosto pojavlja v literaturi pri merjenju X-učinkovitosti (npr. Mester, 1996; Molyneux et al., 1996), čeprav jo avtorji v novejšem času nadomeščajo z bolj kompleksnimi in bolj fleksibilnimi funkcijskimi oblikami, med katerimi največkrat zasledimo Fourierovo gibljivo formo (angl. *Fourier flexible form*).

Pri izračunu mer učinkovitosti za izbrani vzorec slovenskih bank v obdobju od začetka leta 1994 do konca leta 1998 bomo torej izhajali iz translog stroškovne funkcije. To funkcijsko obliko bomo dopolnili z ustreznimi trigonometričnimi členi ter tako oblikovali Fourierovo gibljivo formo. Teoretično bi sicer najboljšo prilagodljivost funkcije podatkom dosegli, če bi lahko v Fourierovo gibljivo formo vključili neskončno mnogo trigonometričnih členov. V praksi smo seveda omejeni s številom opazovanih enot v proučevanem vzorcu, zaradi česar tudi v našem primeru lahko vključimo v funkcijsko obliko le manjše število trigonometričnih členov⁷.

⁷ Michell in Onvural (1996) navajata pravilo za določitev števila ocenjevanih parametrov v Fourierovi gibljivi formi. Skupno število parametrov naj ne bi bilo večje od S , pri čemer je $S = \sqrt[3]{n^2}$ in je n število opazovanih enot v proučevanem vzorcu. Glede na to, da je velikost uporabljenega panela podatkov $n=532$, je $S = \sqrt[3]{532^2} \approx 66$.

V ocenjevano stroškovno funkcijo so bile vključene tri cenovne spremenljivke, ki so odražale stroške plačanih obresti (w_1), stroške dela (w_2) in druge operative stroške poslovanja (w_3). Poleg cenovnih pa so bile vključene tudi dve oziroma tri produktne spremenljivke: odobrena posojila (y_1), naložbe v vrednostne papirje (y_2) ter prejeti depoziti (y_3). Po zgledu Mesterjeve (1996) sta bili v ocenjevano funkcijo vključeni še dve pojasnjevalni spremenljivki: višina kapitala (k) in znesek slabih posojil (t). Fourierovo gibljivo formo za ocenitev stroškovne funkcije, s trigonometričnimi členi prvega in drugega reda, lahko torej zapišemo kot:

$$\begin{aligned} \ln TC = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln w_i + \sum_{i=1}^m \gamma_i \ln y_i + \tau \ln t + \kappa \ln k + \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln w_i \ln w_j + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \gamma_{ij} \ln y_i \ln y_j + \frac{1}{2} \tau^t \ln t \ln t + \frac{1}{2} \kappa^k \ln k \ln k + \delta^k \ln t \ln k + \\ & + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \delta_{ij} \ln w_i \ln y_j + \sum_{i=1}^n \tau^{wt} \ln w_i \ln t + \sum_{i=1}^n \kappa^{wk} \ln w_i \ln k + \sum_{i=1}^m \tau^{yt} \ln y_i \ln t + \sum_{i=1}^m \kappa^{yk} \ln y_i \ln k + \\ & + \sum_{i=1}^{(n+m)} [\phi_i \cos(x_i) + \omega_i \sin(x_i)] + \\ & + \sum_{i=1}^{(n+m)} \sum_{j=i}^{(n+m)} [\phi_{ij} \cos(x_i + x_j) + \omega_{ij} \sin(x_i + x_j)] + \varepsilon \end{aligned}$$

Argumenti cosinusne in sinusne funkcije x_i predstavljajo transformacijo logaritmiranih vrednosti cenovnih in produktnih spremenljivk vključenih v model⁸.

Zaradi številnih možnih kombinacij, ki se ponujajo pri oblikovanju modela stroškovne funkcije za ugotavljanje X-učinkovitosti bank, smo se odločili za ocenjevanje petih različic modela, s čimer smo omogočili primerjavo rezultatov, temelječih na nekoliko različnih predpostavkah, poleg tega pa smo lahko preizkušali tudi učinke razširjanja translog modela v Fourierovo gibljivo formo.

Vse navedene oblike stroškovnih funkcij so bile ocenjene kot samostojne enačbe z metodo najmanjših kvadratov na panelu 28 bank v obdobju od začetka leta 1994 do tretjega četrtletja leta 1998.

2.2.2.3. Postopek izračuna mere X-učinkovitosti

Za izračun mere X-učinkovitosti je bila uporabljena metoda brez porazdelitve (angl. *distribution free approach, DFA*), kateri avtorji zlasti v novejših raziskavah dajejo prednost pred drugimi stohastičnimi metodami, prednosti njene uporabe pa so bile dokazane tudi empirično (npr. Berger in Mester, 1997). Metoda temelji na principu povprečenja napak ocenjenega regresijskega modela $\ln \varepsilon_{it} = \ln v_{it} + \ln u_{it}$, s čimer na enostaven način dosežemo ločitev slučajnostne komponente ($\ln v$) od učinkovitostne komponente ($\ln u$). V

⁸ Transformacija, ki je pretvorila vrednosti spremenljivk na interval $[0, 2\pi]$ je bila opravljena s pomočjo formule $x_i = (2\pi) \times (\theta_i^j - \theta_{\min}^j) / (\theta_{\max}^j - \theta_{\min}^j)$, kjer θ^j označuje j-to spremenljivko nad katero se izvaja transformacija, indeks i označuje posamične vrednosti vsake posamezne spremenljivke, θ_{\min}^j označuje minimalno θ_{\max}^j pa maksimalno vrednost j-te transformirane spremenljivke. S to transformacijo se periodični sinusna in cosinusna funkcija omejeta na eno samo periodo.

ozadju sta dve predpostavki, in sicer prva, da je učinkovitostna komponenta $\ln u$ za vsako banko v obdobju povprečenja konstantna ter druga, da za vsako opazovano enoto, v našem primeru banko, velja $\sum_{t=1}^T (\ln v_t) = 0$, kar pomeni, da velja tudi:

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \ln \varepsilon_{it} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\ln v_{it} + \ln u_i) = \ln u_i; \quad \forall i,$$

pri čemer predstavlja t časovni indeks, T celotno dolžino obdobja v katerem povprečimo, indeks i pa označuje vsako posamezno banko kot opazovano enoto. Ko se izračuna $\ln u_i$ za vse banke v proučevanem vzorcu, se poišče najbolj učinkovita banka, ki ima najmanjšo vrednost komponente učinkovitosti v proučevanem vzorcu $\ln u_{\min}$, nakar se mera X-učinkovitosti za vsako od bank v vzorcu $XEFF_i$ izračuna s primerjavo vsake posamezne banke z najbolj učinkovito: $XEFF_i = \exp(\ln u_{\min} - \ln u_i) = (u_{\min} / u_i)$ kar natanko ustreza že prikazani definiciji X-učinkovitosti v enačbi 1. Mere učinkovitosti za posamezno banko $XEFF_i$ lahko tako zavzamejo le vrednosti na intervalu (0,1], saj je v prikazanem izrazu za izračun mere učinkovitosti minimalna vrednost argumenta eksponentne funkcije teoretično lahko $-\infty$, maksimalna vrednost pa v nobenem primeru ne preseže vrednosti 0. Izračunana mera učinkovitosti kaže torej povprečno učinkovitost banke v obdobju, ki ga uporabimo kot obdobje povprečenja.

Tabela 1: Opis značilnosti ocenjevanih modelov za ugotavljanje X-neučinkovitosti poslovanja bank

Značilnosti	FGF-1	FGF-2	FGF-3	TL-1	TL-2
Oblika modela	Fourierova gibljiva forma	Fourierova gibljiva forma	Fourierova gibljiva forma	Translog model	Translog model
Vključene cenovne spremenljivke	3 (obresti, delo, drugi stroški)	3 (obresti, delo, drugi stroški)	3 (obresti, delo, drugi stroški)	3 (obresti, delo, drugi stroški)	3 (obresti, delo, drugi stroški)
Vključene produktne spremenljivke	3 (posojila, depoziti, v. papirji)	2 (posojila, v. papirji)	2 (posojila, v. papirji)	3 (posojila, depoziti, v. papirji)	2 (posojila, v. papirji)
Dodatne pojasnjevalne spremenljivke	2 (slaba posojila, kapital)	2 (slaba posojila, kapital)	2 (slaba posojila, kapital)	2 (slaba posojila, kapital)	2 (slaba posojila, kapital)
Vključeni trigonometrični členi	členi 1. reda	členi 1. reda	členi 2. reda	–	–
Število parametrov v modelu	57	48	60	45	36

2.2.2.4. Rezultati ocenjevanja X-učinkovitosti za vzorec slovenskih bank

Ocenjevanje v *tabeli 1* opisanih modelov je bilo izvedeno na vzorcu panelnih podatkov za 28 slovenskih bank v obdobju od začetka leta 1994 do konca leta 1998.

V *tabeli 2* so prikazani zbirni rezultati ocenjevanja X-učinkovitosti v celotnem proučevanem obdobju z izbranimi petimi stroškovnimi enačbami. Povprečne vrednosti kazalcev X-učinkovitosti za slovenske banke, pridobljene z različnimi stroškovnimi enačbami, se med seboj le malo razlikujejo in se gibljejo v razponu od 0,7803 do 0,8140, kar pomeni, da bi v povprečju slovenske banke lahko znižale svoje stroške poslovanja od 18% do 22% ali povedano drugače: svojo X-učinkovitost bi lahko izboljšale vsaj za 22% do 28%. Vrednosti kazalca X-učinkovitosti za posamezne banke se seveda med seboj bistveno razlikujejo, približno sliko o razponu vrednosti in njihovi variabilnosti pa nam dasta podatka o minimalni vrednosti kazalca in njegovem standardnem odklonu.

Tudi minimalne vrednosti kazalca $XEFF$ se med izbranimi modeli le malo razlikujejo in se gibljejo na razponu od 0,61 do 0,66, kar pomeni, da imajo najmanj učinkovite slovenske banke možnosti za skoraj do 40% zmanjšanje stroškov poslovanja oziroma do 64% izboljšanje svoje X-učinkovitosti, kar je v primerjavi z izsledki nekaterih drugih raziskav za druge bančne sisteme razmeroma visoka vrednost. Na razmeroma majhne razlike med rezultati, pridobljenimi z ocenjevanjem petih različnih stroškovnih funkcij, kažejo tudi izračunane mere varibilnosti za koeficiente učinkovitosti: standarni odkloni tako kažejo na nihanje koeficienta učinkovitosti od približno 8,5 do nekaj več kot 9 odstotnih točk, kar izraženo s koeficientom variacije, kot relativno mero varibilnosti pomeni nihanje od 10% do 11,5% od srednje vrednosti kazalca $XEFF$.

Tabela 2: Zbirni rezultati ocenjevanja X-ineučinkovitosti poslovanja bank za obdobje od I-1994 do III-1998

	<i>FGF-1</i>	<i>FGF-2</i>	<i>FGF-3</i>	<i>TL-1</i>	<i>TL-2</i>
povprečna $XEFF$	0.7853	0.7803	0.8140	0.7867	0.7914
mediana $XEFF$	0.7604	0.7600	0.7976	0.7755	0.7818
min $XEFF$	0.6493	0.6471	0.6598	0.6090	0.6124
$EFF_{\Delta}=(XEFF_{max}-XEFF_{min})$	0.3507	0.3529	0.3402	0.3910	0.3876
$\sigma(XEFF)$	0.0852	0.0864	0.0815	0.0904	0.0914
$KV(XEFF)$	0.1085	0.1108	0.1001	0.1149	0.1154

V *tabeli 3* je prikazan zbirni pregled rezultatov ugotavljanja koeficientov X-učinkovitosti poslovanja bank in sicer v obliki frekvenčne porazdelitve. Iz prikaza razberemo, da lahko praktično pri vseh ocenjevanih modelih ugotovimo razmeroma majhno število bank (od 3 do 5), katerih vrednost kazalca $XEFF$ se giblje na intervalu od 0,60 do 0,70. Pri vseh ocenjevanih modelih lahko največje število bank ugotovimo v srednjem razredu porazdelitve, kamor so uvrščene banke, pri katerih je bil izračunan koeficient učinkovitosti v razponu od 0,70 do 0,80, kar pomeni, da te banke dosegajo le od 70% do 80% učinkovitosti najbolj učinkovite banke. Vrednosti kazalca $XEFF$ na intervalu od 0,80 do 0,90 je imelo v opazovanem obdobju 6 do 8 bank, vrednosti nad 0,90 pa le od 2 do 6 bank.

Vidimo torej, da frekvenčne porazdelitve bank po kazalcu učinkovitosti ne kažejo občutnih razlik med rezultati, pridobljenimi z ocenjevanjem petih različnih stroškovnih enačb. Na prvi pogled se zdi, da nekoliko odstopa le model *FGF-3*, ki predstavlja Fourierovo gibljivo formo z vključenimi trigonometričnimi členi 1. in 2. reda.

Tabela 3: Frekvenčna porazdelitev bank po kazalcu x-učinkovitosti za posamezne ocenjevane modele

	FGF-1	FGF-2	FGF-3	TL-1	TL-2
$0.90 \leq XEFF \leq 1.00$	2	2	6	4	4
$0.80 \leq XEFF < 0.90$	8	8	7	6	6
$0.70 \leq XEFF < 0.80$	15	15	12	13	14
$0.60 \leq XEFF < 0.70$	3	3	3	5	4
$XEFF < 0.60$	0	0	0	0	0
Skupaj število bank	28	28	28	28	28

3. PROUČEVANJE TRŽNE STRUKTURE V BANČNIŠTVU

V nadaljevanju je prikazano eno od področij uporabe kazalcev stroškovne X-učinkovitosti, ki smo jih ocenili v prejšnjem poglavju. Rezultati, do katerih smo prišli nedvomno kažejo, da razlike v stroškovni X-učinkovitosti poslovanja bank obstajajo, zanima pa nas, ali te razlike določajo tudi obnašanje bank na trgu in s tem tudi tržno strukturo v slovenskem bančnem sistemu. V ta namen bomo preverili veljavnost dveh hipotez:

1. Hipoteze "struktura-obnašanje-rezultati" (angl. *structure-conduct-performance*, *SCP*), ki kot gonilno silo spreminjaja tržne strukture vidi izkoriščanje tržne moči, ki jo imajo posamezne banke ali skupine bank.
2. Hipoteze učinkovite strukture (angl. *efficient structure hypothesis*), ki spremembe v tržni strukturi bančnega sektorja pojasnjuje z dominacijo nadpovprečno učinkovitih bank.

Glede na veljavnost ene ali druge hipoteze bomo skušali ugotoviti, ali se spreminjanje relativne učinkovitosti poslovanja bank pojavlja kot dejavnik oblikovanja tržne strukture v slovenskem bančnem sistemu. Pomen takšne informacije bi bil velik predvsem za regulatorne institucije, ki nadzirajo delovanje bančnega sistema in trga bančnih storitev.

Številna testiranja obeh navedenih hipotez so bila opravljena za bančne sisteme zahodnoevropskih držav in ZDA, medtem ko za slovenski bančni sistem po našem vedenju tovrstna testiranja še niso bila opravljena. V nadaljevanju je kratko predstavljeno teoretično ozadje obeh hipotez, rezultati nekaterih raziskav opravljenih v drugih državah ter rezultati testiranja za slovenski bančni sistem.

3.1. Model "struktura-obnašanje-rezultati"

Model "struktura-obnašanje-rezultati" (angl. *structure - conduct - performance*, *SCP*) se je na področju empiričnih raziskav v bančništvu uveljavil konec 70. in v začetku 80. let. Raziskave, ki so se opirale na *SCP* model, so temeljile na uporabi enostavnih ekonometričnih modelov multiple regresije, s katerimi so skušali ugotavljati obstoj povezave med strukturo bančnih sistemov in uspešnostjo poslovanja bank. Splošno obliko *SCP* modela, ki je bil najpogosteje testiran v ZDA in ga zato tudi najprej najdemo pri tamkajšnjih avtorjih (Heggstad, 1977; Gilbert, 1984; Rhoades, 1977), lahko zapišemo kot (Molyneux et al., 1996):

$$P = f(CR, S, D, C, X) \quad (2)$$

V enačbi 1 je pomen uporabljenih spremenljivk naslednji. *P* je mera uspešnosti poslovanja bank, *CR* je koncentracija bančnega sektorja ali posameznih tržnih segmentov, na katerih

delujejo banke in je ena od osnovnih spremenljivk za opis strukture bančnega sistema, *S* označuje spremenljivke, s katerimi je opisana velikost trga in nekatere druge strukturne značilnosti bančnega sistema, *D* zajema spremenljivke, ki opisujejo značilnosti povpraševanja na različnih segmentih bančnega trga, *C* zajema spremenljivke, ki označujejo stroškovne značilnosti poslovanja bank ter *X* vse ostale kontrolne spremenljivke, ki jih avtorji običajno vključujejo pri oblikovanju *SCP* modela.

Osnovna ideja *SCP* modela je v tem, da bi omogočal prepoznavati relacije med značilnostmi tržne strukture in uspešnostjo poslovanja bank (rezultati), saj naj bi ravno tržna struktura (npr. število bank, njihova koncentracija, tržni deleži) vplivala na to, kako se bodo banke na trgu obnašale, to pa naj bi tudi določalo uspešnost njihovega poslovanja (Heffernan, 1996). Povezave v tridelnem modelu so torej naslednje:

Struktura ⇔ Obnašanje ⇔ Rezultati

Heffernan (1996) prvo sestavino modela, to je tržno strukturo, vidi kot funkcijo pogojev ponudbe in povpraševanja na določenem trgu ter stroškov poslovanja producentov, ki se na tem trgu pojavljajo. Druga sestavina modela, obnašanje, je postavljena v funkcijo števila ponudnikov in povpraševalcev na določenem trgu, obstoječih ovir za vstop v panogo ter prevladujoče strukture proizvodnih stroškov. Tretja sestavina, uspešnost poslovanja ali rezultati, pa je odvisna od določitve cen na trgu. Obnašanje (angl. *conduct*) bank je torej odvisno od konkretne tržne strukture (angl. *market structure*), oboje pa določa poslovno uspešnost bank oziroma rezultate (angl. *performance*).

Glede na to, da so bila empirična testiranja omenjenega modela zlasti v ZDA zelo številna⁹, so se tudi testirani modeli nekoliko razlikovali med seboj, zlasti v smislu uporabe različnih spremenljivk za opisovanje uspešnosti poslovanja bank ter značilnosti tržne strukture.

Vse do začetka 90. let so se empirična preveranja veljavnosti *SCP* hipoteze v bančništvu izvajala zgolj na osnovi teoretičnih ugotovitev, ki jih je ponujala splošna ekonomska teorija oziroma literatura s področja teorije trgov in cen (angl. *industrial organization*). Teoretični *SCP* model v bančništvu se je tako pojavil razmeroma pozno, saj je bil prvič objavljen šele leta 1991 (Hannan, 1991).

Hannanov (1991) teoretični model *SCP* hipoteze temelji na predpostavki, da banka posluje kot podjetje, katerega cilj je maksimiziranje dobička. V okviru tega modela Hannan izpelje dvoje relacij:

1. Relacijo med obrestnimi merami (posojilnimi in depozitnimi) ter merami tržne strukture (tržna koncentracija in tržni deleži).
2. Relacijo med donosnostjo bančnega poslovanja in merami tržne strukture.

Pri obrestnih merah avtor najprej pokaže obstoj istosmerne zveze med posojilnimi obrestnimi merami in tržno koncentracijo bančnih posojil oziroma tržnimi deleži pri posameznih vrstah posojil. Gre torej za to, da se naraščanje obrestnih mer povezuje s povečevanjem tržne koncentracije oziroma tržnih deležev pri posameznih vrstah posojil. Na podoben način tudi za depozitne obrestne mere v modelu dokaže obstoj nasprotnosmerne povezave med depozitnimi obrestnimi merami ter merami koncentracije in tržnimi deleži. V tem primeru se torej zniževanje obrestnih mer povezuje z naraščanjem koncentracije in povečevanjem tržnih deležev.

⁹ Molyneux, Altunbas in Gardener (Molyneux et al., 1996) v svojem delu za obdobje od leta 1964 do 1991 navajajo prek 70 izvornih prispevkov, v katerih je bil za območje ZDA uporabljen *SCP* model.

Prav tako, kot so v modelu prikazane relacije med posojilnimi in depozitnimi obrestnimi merami ter merami koncentracije, Hannan izpelje tudi povezavo med mero uspešnosti poslovanja banke (merjeno z donosnostjo) in mero tržne koncentracije. V modelu najprej pokaže, da se enačba dobička lahko zapiše tudi kot funkcija mere tržne koncentracije:

$$\pi^i = \sum_n^N \pi_L^{in}(CR_L^n) + \sum_m^M \pi_d^{im}(CR_d^m) + (r_s - c_s^i)S^i - C_f^i$$

pri tem pa pokaže, da velja: $\partial \pi_L^{in} / \partial CR_L^n > 0$ in $\partial \pi_d^{im} / \partial CR_d^m > 0$, kar pomeni da obstaja pozitivna povezanost med dobičkom, ki izhaja iz posamezne vrste posojilnega ali depozitnega posla in mero tržne koncentracije, ki obstaja na teh tržnih segmentih. Vendar avtor sam ugotavlja, da se v empiričnih testiranjih SCP modela v večini primerov preverja povezanost med merami koncentracije ter donosnostjo naložb (angl. *return on assets*), zaradi česar eksplicitno dokaže, da velja: $\partial(\pi^i / A^i) / \partial CR_L^n > 0$ in $\partial(\pi^i / A^i) / \partial CR_d^m > 0$, ta rezultat pa posploši v $\partial(\pi^i / A^i) / \partial CR > 0$, kar pomeni, da pozitivna povezanost velja tudi med donosnostjo naložb banke kot celote in mero tržne koncentracije CR, ki predpostavlja enako stopnjo koncentriranosti na vseh tržnih segmentih, na katerih banka posluje, kar je pri izvajanju empiričnih raziskav pogosto nujna predpostavka.

3.2. Hipoteza učinkovite strukture

Kljub uveljavljenosti SCP modela, pa so se v zvezi z njim pojavili tudi dvomi in ugovori, ki so se opirali na alternativne razlage spreminjanja tržne strukture v bančništvu. Ena najpomembnejših alternativnih razlag, ki se je uveljavila tudi kot nekakšna protiutež SCP modelu v bančništvu in temelji na pojasnjevanju značilnosti tržne strukture z razlikami v učinkovitosti poslovanja bank, je v literaturi poznana pod različnimi nazivi.¹⁰ Kljub razlikam v poimenovanjih gre v vseh navedenih primerih za en sam koncept, ki ga bomo označevali kot hipotezo učinkovite strukture.

Hipoteza učinkovite strukture vzrokov za pozitivno korelacijo med uspešnostjo poslovanja bank in njihovo tržno močjo ne vidi v procesih oligopolizacije ali celo monopolizacije bančnih trgov, ki bi temeljili na izkoriščanju tržne moči, temveč vidi glavni razlog za prevlado posameznih bank na trgu v njihovi večji stroškovni učinkovitosti, ki povečuje njihovo konkurenčnost.

Povečevanje tržnih deležev lahko dosegajo nadpovprečno učinkovite banke v principu na dva načina: s prevzemanjem komitentov manj učinkovitih bank ter s prevzemi in združevanjem bančnih podjetij. Osnova za izvajanje obeh procesov je večja učinkovitost bank. Nadpovprečna učinkovitost poslovanja namreč bankam omogoča, da poslujejo s primerjalno nižjimi stroški na enoto produkta, s čimer jim je omogočeno doseganje višjega dobička poslovanja. V skladu s hipotezo učinkovite strukture bank višji dobički posameznih bank, ki imajo velike tržne deleže, niso posledica njihovega zviševanja posojilnih in/ali zniževanja depozitnih obrestnih mer, pač pa večje stroškovne učinkovitosti, ki jim daje pomembno prednost pred ostalimi bankami. Na takšni razlagi so bili zasnovani tudi prvi poskusi empiričnega testiranja hipoteze učinkovite strukture.

¹⁰ Gilbert (1984) tako v svojem pregledu omenja hipotezo razlik v učinkovitosti (angl. *differential efficiency hypothesis*), Lloyd-Williams, Molyneux in Thornton (1994) govorijo o hipotezi učinkovitosti (angl. *efficiency hypothesis*), Heffernan (1996) o modelu relativne učinkovitosti (angl. *relative efficiency model*), Berger in Humphrey (1992), Vander Vennet (1994), Berger (1995) ter Goldberg in Rai (1996) pa uporabljajo naziv hipoteza učinkovite strukture (angl. *efficient structure hypothesis*).

Kot približek za merjenje učinkovitosti bank so avtorji sprva uporabljali kar velikost njihovih tržnih deležev, saj naj bi bili večji tržni deleži zgolj rezultat večje učinkovitosti bank. Vendar so se kmalu pojavile tudi kritike, da uporaba tržnih deležev kot spremenljivke, ki bi omogočala preverjanje veljavnosti hipoteze učinkovite strukture, ni primerna, saj se tržni delež posamezne banke lahko pojavlja zgolj kot manifestacija njene tržne moči in ne kot posledica njene večje učinkovitosti. Uporaba tržnih deležev torej ne zagotavlja nedvoumnega razločevanja med dvema različnima strategijama obnašanja: eno, ki temelji na povečevanju stroškovne učinkovitosti ter drugo, ki temelji na oligopolizaciji ali celo monopolizaciji bančnega sektorja in prevladi manjšega števila velikih ponudnikov (angl. *collusive behaviour*), katerih prevlada na trgu bančnih storitev ni posledica njihove nadpovprečne stroškovne učinkovitosti, temveč zgolj posledica izkoriščanja tržne moči.

Ker torej statistično značilna pozitivna povezanost tržnih deležev bank in njihove donosnosti ne zagotavlja potrditve veljavnosti teorije relativne učinkovitosti, je potrebno pri empiričnem preverjanju teorije uporabiti bolj neposredno mero učinkovitosti. Glede na to, da se je konec 80. in v začetku 90. let pojavila številčno razmeroma bogata literatura s področja empiričnega merjenja učinkovitosti bank, je bilo potrebno zgolj povezati dve do tedaj nepovezani področji empiričnega proučevanja bančnega sektorja ter različne mere učinkovitosti bank, ki jih je ponujala literatura s področja merjenja učinkovitosti, uporabiti pri preverjanju veljavnosti hipoteze učinkovite strukture. Splošna oblika modela se z vključitvijo spremenljivke, ki neposredno meri učinkovitost, glasi:

$$\pi_{ij} = b_0 + b_1 CR_j + b_2 EFF_{ij} + \sum_k b_k X_k, \quad (3)$$

kjer EFF_{ij} označuje učinkovitost i -te banke na j -tem trgu, CR_j mero koncentracije na j -tem trgu in X_k vektor kontrolnih spremenljivk. Takšno specifikacijo osnovnega modela lahko na primer najdemo pri Vander Venet (1994). Seveda so se pri različnih avtorjih pojavljale tudi dopolnitve enostavnega modela, prikazanega v *enačbi 3*.

Praktična uporabnost prepoznavanja veljavnosti *SCP* modela ali hipoteze učinkovite strukture se po mnenju večine avtorjev (Heffernan, 1996; Berger in Humphrey, 1992) kaže v možnosti, da tovrstne analize zagotovijo osnovo za odločitve regulatornih državnih institucij. Regulatorne državne institucije, ki so zadolžene za nadzor konkurenčnosti v bančnem sistemu v vsakem od obeh primerov ukrepajo povsem različno. Če empirično testiranje obnašanja bank pokaže, da je to obnašanje v skladu z *SCP* modelom, potem je smiselno, da regulatorne institucije s svojimi ukrepi preprečijo nadaljnje zmanjševanje konkurenčnosti na trgu (npr. z omejevanjem procesov združevanja bank). Nasprotno pa, če se izkaže, da je možno potrditi veljavnost hipoteze učinkovite strukture, takšno ukrepanje na bančnem trgu ni potrebno niti zaželeno.

3.3. Sočasno testiranje hipotez tržne moči in hipotez učinkovite strukture

Združitev obeh opisanih pristopov proučevanja tržne strukture v bančništvu je v svojem članku "*The Profit-Structure Relationship in Banking - Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses*" pokazal Berger (1995). Berger najprej razmeji dve smeri proučevanja razmerja med donosnostjo poslovanja in tržno strukturo v bančništvu, v strukturni obliki predstavi vse štiri hipoteze ter oblikuje test za sočasno preizkušanje teh hipotez.

V dokaj obsežni literaturi s področja empiričnega proučevanja povezanosti med donosnostjo poslovanja in tržno strukturo v bančnem sektorju Berger razlikuje med dvema skupinama hipotez. Prvo skupino predstavljajo hipoteze tržne moči (angl. *market-power hypotheses*, *MP*), drugo skupino pa hipoteze učinkovite strukture (*efficient-structure hypotheses*, *ES*).

V skupino hipotez tržne moči se uvrščajo:

- hipoteza struktura-obnašanje-rezultati (*SCP*) in
- hipoteza relativne tržne moči (angl. *relative market-power hypothesis, RMP*).

Razlika med obema hipotezama je v načinu pojasnjevanja pozitivne zveze med merami uspešnosti poslovanja in merami tržne strukture v bančništvu. Kot je že bilo omenjeno, *SCP* hipoteza pojasnilo za omenjeno razmerje vidi v dejstvu, da lahko banke, ki delujejo na trgih z visokimi stopnjami tržne koncentracije, zaradi nižje stopnje konkurenčnosti na teh trgih, dosežajo za komitente manj ugodne cene (višje posojilne in nižje depozitne obrestne mere). Hipoteza relativne tržne moči pa zvezo med donosnostjo in tržno strukturo pojasnjuje z dejstvom, da lahko samo banke, ki imajo visoke tržne deleže in dovolj diferencirane produkte, uspejo izkoristiti svojo tržno moč in doseči za komitente manj ugodne cene svojih produktov.

V skupino hipotez učinkovite strukture Berger uvršča:

- hipotezo učinkovite strukture v različici z X-učinkovitostjo (angl. *X-efficiency version of the efficient-structure hypothesis, ESX*) in
- hipotezo učinkovite strukture v različici z učinkovitostjo ekonomij obsega (angl. *scale-efficiency version of the efficient-structure hypothesis, ESS*)

Obe podzvrsti hipoteze učinkovite strukture zvezo med donosnostjo poslovanja in tržno strukturo pojasnjujeta s tem, da stroškovno bolj učinkovite banke uspejo prevladati na trgu in zaradi svoje nadpovprečne stroškovne učinkovitosti tudi dosežajo višji dobiček. Razlika med obema različicama te skupine hipotez pa je v tem, da prva razloge za izboljšanje stroškovne učinkovitosti vidi v izboljšani X-učinkovitosti bank, druga pa v stroškovnih prihrankih, ki jih omogoča izkoriščanje ekonomij obsega.

Obe različici hipoteze učinkovite strukture Berger dokaže z dvema strukturnima modeloma, ki mu služita kot osnova za oblikovanje sočasnega empiričnega testa vseh štirih hipotez. Berger namreč ugotavlja, da testiranje s pomočjo enačbe, ki kot eksogeni spremenljivki vključuje mero koncentracije in tržni delež bank in ki je bila uporabljena pri večini predhodnih raziskav, ne more zagotavljati zadovoljivih rezultatov, saj tak test omogoča le razločevanje *SCP* hipoteze od drugih treh hipotez. Kot alternativo zato Berger ponudi testiranje modela v naslednji obliki:

$$\pi_i = f_{\pi}(CONC_m, MS_i, XEFF_i, SEFF_i, Z_{im}) + \varepsilon_i \quad (4)$$

kar omogoča sočasno testiranje obeh hipotez tržne strukture in obeh hipotez učinkovite strukture.

Pri testiranju obeh hipotez učinkovite strukture se za potrditev hipoteze učinkovite strukture v različici z X-učinkovitostjo pričakuje, da bo koeficient pri $XEFF_i$ statistično značilen in pozitivno predznačen ter v primeru veljavnosti hipoteze učinkovite strukture v različici z učinkovitostjo ekonomij obsega, da bo koeficient $SEFF_i$ statistično značilen in pozitiven. Za parametre drugih ključnih spremenljivk se pričakuje, da bodo enaki nič ali pa da bodo zavzeli zelo majhne vrednosti. Nekoliko sporna je lahko vključitev spremenljivk $CONC_m$ in MS_i pri tem, ko se izvaja testiranje veljavnosti katerekoli od obeh hipotez učinkovite strukture, saj sta v strukturnem modelu učinkovite strukture obe navedeni spremenljivki obravnavani kot endogeni. Berger trdi, da sta $CONC_m$ in MS_i lahko vključeni v testirani model, ki ga ponazarja enačba 4 kot kontrolni spremenljivki, vendar moramo v tem primeru predpostaviti,

da so slučajni odkloni v enačbah strukturnega modela učinkovite strukture medsebojno neodvisni.

Nasprotno sta pri testiranju obeh hipotez tržne moči ključnega pomena spremenljivki *CONC* in *MS*, preko katerih se preverja veljavnost obeh hipotez. Na veljavnost SCP hipoteze kaže vrednost parametra pri *CONC*, ki je večja od nič in statistično značilna, podobno veljavnost hipoteze relativne tržne moči potrjuje pozitiven in statistično značilen parameter pri *MS*.

Prednost testiranja Bergerjevega modela, ki je v reducirani obliki predstavljen z *enačbo 4* je predvsem v možnosti hkratnega testiranja vseh štirih obravnavanih hipotez, pri čemer je vsaka od hipotez predstavljena s svojo lastno spremenljivko. Konkretno testiranje lahko pokaže statistično značilne koeficiente tudi za obe skupini hipotez hkrati, vendar Berger v tem primeru omenja možnost omejene veljavnosti obeh skupin hipotez.

Berger tudi opozarja na omejitev pri uporabi modela, predstavljenega z *enačbo 4*. Navedena enačba namreč omogoča testiranje le enega od dveh pogojev za veljavnost hipotez učinkovite strukture, saj omogoča le preverjanje pozitivne povezanosti donosnosti poslovanja z mero učinkovitosti, medtem ko pozitivne povezanosti tržne strukture z učinkovitostjo ni možno ugotavljati. V ta namen Berger predlaga dodatno testiranje veljavnosti hipotez učinkovite strukture z naslednjima enačbama:

$$CONC_m = f_{CONC}(XEFF_i, SEFF_i, Z_{im}) + \varepsilon_i \quad \text{za vse } i \text{ v okviru } m \quad (5)$$

$$MS_i = f_{MS}(XEFF_i, SEFF_i, Z_i) + \varepsilon_i \quad (6)$$

V obeh modelih se pojavljajo tudi kontrolne spremenljivke, s katerimi se skuša zajeti vpliv dejavnikov, ki jih glavne spremenljivke ne zajemajo. Berger, ki je obravnavani model testiral na vzorcu ameriških bank, je tako v model vključil spremenljivke kot so stopnja rasti trga, lokacija banke, režim bančnega licenciranja in podobno.

Zaradi svoje splošnosti je po našem mnenju prikazana metodologija uporabna tudi za testiranje obeh skupin hipotez v slovenskem bančnem sistemu, čeprav je potrebno v tem primeru upoštevati dvoje:

1. Redefiniranje kontrolnih spremenljivk, vključenih v model, ki morajo odsevati značilnosti slovenskega bančnega prostora, poleg tega pa je potrebno upoštevati tudi razpoložljivost podatkovnih osnov za izvedbo empiričnega dela analize.
2. Testiranje hipotez tržne strukture in učinkovite strukture lahko povzroča določene metodološke težave. Tovrstna testiranja so bila v največjem številu opravljena na področju ZDA in so se zaradi velikosti tamkajšnjega bančnega sistema najpogosteje izvajala na presečnih podatkih (angl. *cross-section analysis*) za različne regionalne bančne trge na območju ZDA. V primeru testiranja hipotez v okviru posameznih nacionalnih bančnih sistemov v Evropi pridobitev tovrstnih podatkov praviloma ni možna, pogosto tudi zaradi omejitev povezanih z velikostjo in strukturo bančnega sistema (Lloyd-Williams et al., 1994). Navedeni problem se tako pojavlja na primer pri pridobivanju podatkov o stopnji koncentracije, ki so največkrat dostopni in tudi smiselni samo na nacionalni ravni. Lloyd-Williams et al. (1994) so omenjeno metodološko težavo pri testiranju hipotez za španski bančni sistem rešili z uporabo panelnih podatkov, torej z uporabo podatkov za izbrani vzorec bank skozi večje število zaporednih let. Enaka rešitev bo uporabljena tudi za slovenski bančni sistem.

3.4. Testiranje hipotez tržne strukture za slovenski bančni sistem

3.4.1. Podatki in spremenljivke

Za testiranje obeh hipotez, t.j. hipoteze struktura-obnašanje-rezultati in hipoteze učinkovite strukture, so bili uporabljeni četrletni podatki o poslovanju 28 slovenskih bank v obdobju od začetka leta 1994 do konca leta 1998 in ocenjene mere za ekonomije obsega in stroškovno X-učinkovitost pridobljene na podlagi ocenjenih stroškovnih funkcij za slovenski bančni sistem.

Kot mera uspešnosti je bila uporabljena donosnost naložb (*ROA*), pri čemer smo za izračun uporabili dobiček pred davki, ki na nivoju četrletnih podatkov izkazuje večjo stabilnost. Po našem mnenju to bistveno ne vpliva na končne rezultate, kar potrjujejo tudi ugotovitve nekaterih drugih avtorjev (Berger, 1995; Goldberg in Rai, 1996), ki so opravili primerjalna testiranja tako z merami donosnosti, izračunanimi na osnovi dobička pred obdavčenjem kot tudi z merami donosnosti, izračunanimi na osnovi dobička po davkih.

Med pojasnjevalnimi spremenljivkami, vključenimi v model, sta pomembni dve skupini spremenljivk: spremenljivke, ki opisujejo tržno strukturo ter spremenljivke, ki opisujejo učinkovitost poslovanja bank. Kot spremenljivki za opis tržne strukture sta bili uporabljeni mera tržne koncentracije (*HHI*) in tržni deleži (*MS*). Po zgledu drugih avtorjev smo uporabili najpogosteje uporabljeno mero tržne koncentracije in sicer Herfindahl-Hirshmanov indeks koncentracije (*HHI*).¹¹ Pri izračunih tega indeksa smo slovenski bančni sistem upoštevali kot bančni trg, na katerem delujeta dve skupini bank: banke, ki so prisotne na celotnem območju Slovenije ter banke, ki jih lahko označimo kot regionalne banke. Pri testiranju hipotez smo kot osnovo za izračun indeksa *HHI* izmenično upoštevali bilančno vsoto, dana posojila in bančne depozite – v vseh primerih smo dobili praktično enake rezultate. V nadaljevanju so v tabelah z rezultati prikazani rezultati, ki upoštevajo indeks *HHI* na osnovi bilančne vsote. Enako so tudi tržni deleži izračunani na osnovi bilančne vsote, potem ko smo s spreminjanjem osnov ugotovili, da se rezultati bistveno ne razlikujejo glede na to, ali izberemo kot osnovo dana posojila, depozite ali bilančno vsoto.

Za opis učinkovitosti poslovanja bank sta bili uporabljeni dve spremenljivki. Spremenljivka *SEFF* oziroma *SINEFF* za opis učinkovitosti oziroma neučinkovitosti, izhajajočih iz ekonomij obsega ter spremenljivka *XEFF* oziroma *XINEFF* za opis stroškovne X-neučinkovitosti poslovanja bank. Vrednosti obeh spremenljivk so bile pridobljene na podlagi ocenjenih stroškovnih funkcij.

Mera izkoriščenosti ekonomij obsega je bila izračunana z uporabo osnovnega translog modela stroškovne funkcije in je opredeljena na naslednji način (npr. Berger in Humphrey, 1991):

$$SCALE = \sum_{k=1}^m \frac{\partial \ln TC}{\partial \ln y_k},$$

kjer *TC* označuje celotne stroške, y_k pa *k*-ti produkt vključen v specifikacijo stroškovne funkcije.¹² Vrednosti *SCALE* < 1 označujejo banke, ki poslujejo na območju padajočih povprečnih stroškov in bi torej s povečanjem obsega ponujenih storitev lahko dosegle znižanje povprečnih stroškov poslovanja. Na drugi strani vrednosti *SCALE* > 1 označujejo

¹¹ $HHI = \sum_{i=1}^n s_i^2$, kjer je s_i tržni delež posamezne banke.

¹² Izračuni ekonomij obsega na tem mestu niso prikazani, so pa na voljo pri avtorju.

banke, ki poslujejo na območju naraščajočih povprečnih stroškov poslovanja, kar pomeni, da vsako nadaljnje povečevanje obsega ponujenih storitev povprečne stroške poslovanja samo še poveča. Te banke bi torej morale, če bi želele poslovati v območju minimalnih povprečnih stroškov, ustrezno znižati obseg ponujenih storitev. V primeru $SCALE = 1$ pa imamo torej opravka z bankami, ki v celoti izkoriščajo učinke ekonomij obsega in imajo tak obseg poslovanja, ki jim zagotavlja minimalne povprečne stroške.

Glede na to, da lahko govorimo o neizkoriščanju ekonomij obsega vedno kadar velja $SCALE \neq 1$, smo temu ustrezno tudi prilagodili spremenljivko, vključeno v model za testiranje veljavnosti hipotez tržne strukture. Spremenljivka $SINEFF$ je bila oblikovana na naslednji način:

$$SINEFF = SCALE - 1, \text{ če velja } SCALE > 1 \text{ in}$$

$$SINEFF = 1 - SCALE, \text{ če velja } SCALE < 1$$

Opisana transformacija seveda pomeni, da bodo pričakovani predznaki v testiranem modelu drugačni, kot če bi vključili neposredno mero učinkovitosti.

Kazalec stroškovne X-učinkovitosti je bil izračunan z uporabo ocenjene stroškovne funkcije, ki je bila prikazana v predhodnih poglavjih. Za potrebe testiranja modela veljavnosti hipotez tržne strukture smo uporabili ocenjene mere stroškovne X-učinkovitosti, oziroma iz njih izračunane mere stroškovne X-neučinkovitosti, po posameznih letih opazovanega obdobja.

V skupini kontrolnih spremenljivk sta bili vključeni spremenljivka $VELIKOST$, s katero smo nadzirali vpliv velikosti bank na uspešnost njihovega poslovanja ter spremenljivka DTA , ki kaže delež bančnih obveznosti – depozitov v bilančni vsoti bank. Vključitev spremenljivke $VELIKOST$ je smiselna predvsem zaradi tega, da preko nje izoliramo vpliv velikosti bank na uspešnost njihovega poslovanja, s čemer zagotovimo, da se dejavnik velikosti ne zaznava posredno preko katere od drugih spremenljivk. Pričakovani predznak je pozitiven. Pri drugi kontrolni spremenljivki, DTA , prav tako pričakujemo pozitiven predznak, saj depoziti za banke predstavljajo osnovo, ki jim omogoča izvajanje njihove osnovne funkcije finančnega posredništva. Lahko torej pričakujemo, da bo obseg depozitov pomembno determiniral uspešnost poslovanja bank.

3.4.2. Rezultati empiričnega testiranja modela tržne strukture

Pri ocenitvi enačbe $\pi_{it} = f(UNC_t, MS_{it}, XINEFF_{it}, SINEFF_{it}, L_{it}) + \varepsilon_{it}$ po metodi najmanjših kvadratov dobimo rezultate, ki so predstavljeni v tabeli 4.¹³

Iz rezultatov prikazanih v tabeli 4 lahko razberemo naslednje. Koeficienta pri spremenljivki MS (tržni delež) in spremenljivki HHI (koncentracija) sta negativno predznačena, kar je v nasprotju s hipotezo relativne tržne moči, vendar sta oba tudi statistično neznačilna, kar kaže na to, da ne moremo potrditi veljavnosti nobene od obeh hipotez tržne moči. Za razliko od obeh spremenljivk tržne moči sta obe spremenljivki učinkovite strukture predznačeni v skladu s pričakovanji (imata torej negativen predznak) in tudi statistično značilni pri stopnji zaupanja $\alpha = 0,10$, kar pomeni, da ne moremo zavrniti veljavnosti hipoteze učinkovite strukture.

¹³ Spremenljivki $XEFF$ in $SEFF$ smo preoblikovali v spremenljivki $X-INEFF$, torej stroškovna X-neučinkovitost, ter $S-INEFF$, ki označuje neučinkovitosti, ki se pojavljajo zaradi neizkoriščanja ekonomij obsega. Opisana transformacija ima za posledico samo to, da se spremenijo pričakovani predznaki v osnovnem modelu.

Tabela 4: Rezultati hkratnega testiranja hipotez tržne strukture (odvisna spremenljivka: ROA)

Pojasnjevalne spremenljivke	Koeficient	Std. napaka	t-statistika	Prob.
Konstanta	-0.2660	0.1347	-1.9749	0.0504
LETO95	0.0021	0.0048	0.4267	0.6703
LETO96	-0.0074	0.0055	-1.3477	0.1801
LETO97	-0.0084	0.0059	-1.4390	0.1526
LETO98	-0.0165	0.0076	-2.1810	0.0310
MS ⁽¹⁾	-0.2483	0.1613	-1.5389	0.1263
HHI ⁽¹⁾	-0.0209	0.0172	-1.2186	0.2252
X-INEFF	-0.0600	0.0238	-2.5180	0.0130
S-INEFF	-0.1124	0.0627	-1.7928	0.0754
DTA	0.0912	0.0374	2.4399	0.0161
VELIKOST ⁽¹⁾	0.0188	0.0099	1.9086	0.0585
R-squared	0.3495	F-statistic	6.9309	
Adjusted R-squared	0.2991	Prob(F-statistic)	0.0000	

⁽¹⁾ Spremenljivke MS, HHI in VELIKOST so izračunane na osnovi bilančne vsote.

Koeficienta obeh kontrolnih spremenljivk sta pozitivno predznačena in tudi statistično značilna, s čimer smo izločili vpliv velikosti in deleža depozitov na donosnost bančnega poslovanja, ki bi se sicer lahko posredno zaznavala preko drugih spremenljivk, ki so bile vključene v model.

Pri pregledu rezultatov moramo opozoriti tudi na vrednost popravljenega determinacijskega koeficienta $R^2 = 0,2991$, ki je razmeroma nizka, kar pomeni, da pojasnjevalne spremenljivke vključene v model le v manjši meri pojasnjujejo uspešnost poslovanja bank. Zanimivo je, da o podobno nizkih vrednostih testiranja enakega ali podobnih modelov poročajo tudi drugi avtorji (npr. Berger, 1995; Goldberg in Rai, 1996). V luči proučevanja veljavnosti posameznih hipotez tržne strukture bi lahko torej sklepali, da dejavniki, ki jih povezujemo s posameznimi hipotezami dejansko uspejo pojasniti le določen del uspešnosti poslovanja bank.

Kljub temu, da smo z rezultati ocenjevanja osnovnega modela dobili dokaj prepričljive rezultate, ki govorijo v prid veljavnosti hipoteze učinkovite strukture, pa se nam zdi smiselno, da v skladu s priporočili, ki jih navajajo Berger (1995) ter Goldberg in Rai (1996), dodatno preverimo veljavnost rezultatov s testiranjem naslednjih enačb:

$$MS = f(XINEFF, SINEFF) + e \quad (7)$$

$$CONC = f(XINEFF, SINEFF) + e \quad (8)$$

$$XINEFF = f(CONC, MS) + e \quad (9)$$

$$SINEFF = f(CONC, MS) + e \quad (10)$$

Relacije, zapisane v enačbah 7 in 8 predstavljajo na nek način potrební pogoj za veljavnost hipotez učinkovite strukture. Če namreč katerakoli od obeh različic hipoteze učinkovite strukture velja, potem bi morali s testiranjem enačb 7 in 8 odkriti ustrezno povezanost med odvisnima spremenljivkama, ki opisujeta spremembe v tržni strukturi ter katero (ali obema) od obeh spremenljivk, ki opisujeta učinkovitost oziroma neučinkovitost poslovanja bank. Na ta način bi potrdili, da izboljšanje relativne X-učinkovitosti in/ali izboljšanje učinkovitosti

izhajajoče iz izkoriščanja ekonomij obsega bankam dejansko omogoča ekspanzijo na trgu bančnih storitev. V našem primeru, ko so uporabljene mere neučinkovitosti pričakujemo negativno povezanost; torej poslabševanje učinkovitosti bank vodi k zmanjševanju njihovih tržnih deležev in zmanjševanju mere koncentracije bančnega trga.

Na drugi strani pa relacije, zapisane v *enačbah 9 in 10* v primeru potrditve prinašajo dodaten argument o veljavnosti ali neveljavnosti hipotez tržne moči. Berger in Hannan (1998) v primeru testiranja relacij v *enačbah 9 in 10* govorita tudi o testiranju hipoteze lagodnega življenja (angl. *quiet life hypothesis*). Hipoteza lagodnega življenja govori o tem, da banke, ki dosežejo visoke tržne deleže in prevladujoč položaj na trgu zaradi zmanjšane pritiska konkurence popustijo pri nadziranju stroškov svojega poslovanja, kar privede do slabšanja stroškovne učinkovitosti, lahko pa tudi do pojavljanja disekonomij obsega. Veljavnost hipoteze lagodnega življenja bi torej lahko potrdili če bi ugotovili pozitivne predznake pri koeficientih ($CONC > 0$ ter $MS > 0$) v *enačbah 9 in 10*.

Rezultati testiranja modelov, zapisanih z *enačbami* od 7 do 10, so predstavljeni v *tabeli 5* in *tabeli 6*.

Rezultati, predstavljeni v *tabeli 5* presenetljivo ne podpirajo (vsaj ne v celoti) veljavnosti hipoteze učinkovite strukture, ki smo jo testirali v osnovnem modelu. Glede na to, da sta koeficienta pri spremenljivki *XINEFF* v obeh primerih statistično neznačilna, lahko sklepamo, da hipoteze učinkovite strukture, ki temelji na stroškovni učinkovitosti, ne moremo podpreti, saj na podlagi rezultatov ne moremo sklepati na to, da bi izboljševanje relativnega kazalca stroškovna X-učinkovitosti bank privedlo tudi do njihove tržne prevlade, ki bi se odrazila v večjih tržnih deležih in večji koncentraciji na trgu.

Tabela 5: Rezultati regresiranja spremenljivk MS ter HHI na X-INEFF in S-INEFF

<i>Spremenljivke:</i> <i>pojasnjevalne</i> →	<i>Testiranje enačbe 7:</i> <i>Tržni delež (MS)</i>			<i>Testiranje enačbe 8:</i> <i>HHI indeks</i>		
	<i>Koeficient</i>	<i>t-statistika</i>	<i>Prob.</i>	<i>Koeficient</i>	<i>t-statistika</i>	<i>Prob.</i>
Konstanta	0.0560	3.9917	0.0001	0.1003	3.9191	0.0001
<i>LETO95</i>	-0.0028	-0.1702	0.8651	-0.0215	-0.8402	0.4023
<i>LETO96</i>	-0.0056	-0.3388	0.7353	-0.0150	-0.5804	0.5626
<i>LETO97</i>	-0.0051	-0.3139	0.7541	-0.0256	-1.0253	0.3071
<i>LETO98</i>	-0.0044	-0.2672	0.7897	-0.0289	-1.1893	0.2364
<i>X-INEFF</i>	-0.0030	-0.0668	0.9468	0.2004	1.5678	0.1193
<i>S-INEFF</i>	-0.1087	-4.9529	0.0000	-0.0473	-0.9759	0.3309
R^2	0.0441			0.3490		

Nekoliko drugačni so rezultati pri spremenljivki *SINEFF*. Koeficient pri tej spremenljivki je v *enačbi 7* pričakovano negativno predznačen in visoko statistično značilen, kar govori v prid domnevi, da imajo banke z večjimi disekonomijami obsega pri svojem poslovanju nižje tržne deleže oziroma, čim bolj uspejo banke izkoriščati ekonomije obsega, tem večji so njihovi tržni deleži. Na žalost ne uspemo odkriti podobne povezave pri testiranju *enačbe 8*, kjer kot odvisna spremenljivka nastopa HHI indeks kot merilo tržne koncentracije, vendar menimo, da je to lahko v precejšnji meri tudi posledica uporabe majhnega vzorca, na katerem smo ugotavljali stopnje tržne koncentracije.

Tabela 6: Rezultati regresiranja spremenljivk X-INEFF ter S-INEFF na HHI in MS

Spremenljivke: pojasnjene →	Testiranje enačbe 9: <i>X-INEFF</i>			Testiranje enačbe 10: <i>S-INEFF</i>		
	Koeficient	t-statistika	Prob.	Koeficient	t-statistika	Prob.
Konstanta	0.1020	8.4830	0.0000	0.2073	8.2900	0.0000
<i>LETO95</i>	0.0134	0.8560	0.3935	-0.0280	-0.9869	0.3255
<i>LETO96</i>	-0.0506	-4.3531	0.0000	-0.0524	-1.9453	0.0539
<i>LETO97</i>	-0.0007	-0.0565	0.9550	-0.0491	-1.5554	0.1222
<i>LETO98</i>	0.0168	1.1446	0.2544	-0.0429	-1.2735	0.2051
<i>HHI</i>	0.0763	1.7685	0.0793	-0.0831	-1.0107	0.3140
<i>MS</i>	-0.0777	-1.3996	0.1639	-0.3211	-1.5365	0.1268
R^2		0.1956			0.0730	

Prav tako kot rezultati v *tabeli 5* so tudi rezultati testiranja *enačb 9* in *10*, predstavljeni v *tabeli 6* nekoliko presenetljivi, vendar smiselno dopolnjujejo naše prejšnje ugotovitve. Koeficienta pri spremenljivkah *HHI* in *MS* v *enačbi 10* sta namreč statistično neznačilna, tako da ne moremo ničesar reči o njuni zmožnosti pojasnjevanja razlik v učinkovitostih, ki izhajajo iz izkoriščanja ekonomij obsega. Na drugi strani pa se je parameter pri spremenljivki *HHI* v *enačbi 9* pokazal kot statistično značilen, hkrati pa lahko ugotovimo, da ima tudi pozitiven predznak. To pomeni, da lahko s precejšnjo gotovostjo trdimo, da večanje tržne koncentracije pojasnjuje slabšanje relativnega kazalca stroškovne X-učinkovitosti. Z drugimi besedami: lahko bi rekli, da hipoteza lagodnega življenja na področju stroškovne X-učinkovitosti velja.

3.4.3. Kaj lahko povemo o učinkovitosti in tržni strukturi v slovenskem bančnem sistemu?

Upoštevač značilnosti slovenskega bančnega sistema v proučevanem obdobju bi lahko slovenski bančni sistem opisali kot razmeroma majhen bančni sistem, ki je tudi dokaj zaprt za zunanje vplive. V obdobju do leta 1998 so tako pričele z delovanjem le štiri banke v večinski tuji lasti, ki niti po številu niti po bilančni vsoti niso in ne predstavljajo zelo pomembnega segmenta slovenskega bančnega trga. Glede na to, da se torej slovenske banke le v manjši meri soočajo s tujo konkurenco, bi torej upravičeno pričakovali, da bo stopnja konkurenčnosti v slovenskem bančnem sistemu razmeroma nizka ter da bomo posledično pri testiranju osnovnega modela tržne strukture ugotovili veljavnost obeh ali vsaj ene od obeh različic hipotez tržne moči.

Kot je že bilo podrobneje predstavljeno v prejšnjem poglavju, je testiranje hipotez tržne strukture pokazalo na veljavnost hipotez učinkovite strukture, pri čemer lahko s precejšnjo gotovostjo podpremo le veljavnost hipoteze učinkovite strukture, ki temelji na ekonomijah obsega. Jasno se je namreč pokazalo naslednje:

1. Da imajo banke, ki uspejo v manjši meri izkoriščati ekonomije obsega, v povprečju tudi nižjo donosnost lastniškega kapitala ali povedano drugače, z boljšo izrabo ekonomij obsega bi si banke lahko povečale donosnost poslovanja. V povezavi z ugotovljenim dejstvom, da se je pri testiranju osnovnega modela pokazalo, da povečevanje tržnih deležev bank, ki temelji zgolj na izkoriščanju tržne moči, ter povečevanje tržne koncentracije, ne prispeva k povečanju donosnosti lastniškega kapitala bank, lahko sklepamo, da je izkoriščanje ekonomij obsega, v okviru testiranega modela, pomemben dejavnik povečevanja donosnosti bančnega poslovanja. Podobno se je izkazalo tudi za X-učinkovitost ali stroškovno učinkovitost poslovanja, vendar nam dodatno preverjanje domneve o pomenu stroškovne X-učinkovitosti ne dopušča njene potrditve.

2. Dodatno preverjanje hipotez, zapisanih v osnovnem modelu je pokazalo, da povratnega vpliva sprememb v koncentraciji in tržnih deležih na izkoriščanje ekonomij obsega ne moremo dokazati. Se je pa pokazal statistično značilen vpliv sprememb v indeksu koncentracije na spremembe v relativni X-učinkovitosti poslovanja bank. Ta zveza kaže na to, da je možno, da se z zviševanjem indeksa koncentracije poslabšuje relativna X-učinkovitost bank, kar bi bilo v skladu s hipotezo lagodnega življenja.

Zanimivo je, da analiza ni uspela zanesljivo potrditi, da bi se na podoben način, kot se odražajo učinki ekonomij obsega odražali tudi učinki stroškovne X-učinkovitosti poslovanja bank. To ugotovitev bi si lahko razlagali tudi s tem, da velikih razlik v X-učinkovitosti med bankami ni, kar pomeni, da glavni vir razlik v stroških poslovanja predstavljajo neizkoriščene ekonomije obsega.

Ker nismo uspeli potrditi veljavnosti nobene od obeh hipotez tržne moči (niti *SCP* hipoteze niti hipoteze relativne tržne moči), lahko s precejšnjo gotovostjo trdimo, da v slovenskem bančnem sistemu obstaja določena stopnja konkurenčnosti med bankami, kar je lahko signal za regulatorne institucije, da je poseganje na bančnem trgu, v smislu spreminjanja tržne strukture, nepotrebno ali potrebno le v omejenem obsegu. Seveda pa se je potrebno zavedati tudi tega, da lahko večje spremembe v tržni strukturi vplivajo tudi na spremembe v obnašanju bank in zmanjšanje konkurenčnosti pri njihovem nastopanju na trgu. V tem primeru so posegi regulatornih oblasti ne samo smiselni, ampak tudi nujno potrebni.

Primerjava slovenskih rezultatov testiranja hipotez tržne moči z rezultati raziskav, ki so bile opravljene za države Evropske unije (Vander Venet, 1994; Goldberg in Rai, 1996) pokaže, da so tudi pri analizi evropskih bančnih sistemov avtorji naleteli na podobne težave. Goldberg in Rai (1996) namreč poročata, da njuni rezultati ne omogočajo dovolj zanesljivih splošnih sklepov veljavnosti hipotez tržne strukture. Edina zanesljiva ugotovitev je po njihovih navedbah potrditev veljavnosti hipoteze učinkovite strukture, temelječe na X-učinkovitosti in še to samo za bančne sisteme z nizkimi stopnjami tržne koncentracije. Nasprotno je Vander Venet (1994) ugotovil veljavnost *SCP* hipoteze, vendar jo uspe potrditi le za države, kjer so za bančni sistem značilne zelo visoke ovire za vstop v panogo.

Ugotovitve za slovenski bančni sistem so na nek način konsistentne z ugotovitvami, o katerih pišeta Goldberg in Rai (1996). Goldberg in Rai sta namreč proučevala vzorec bank iz 11 zahodnoevropskih držav (od teh 7 članic takratne EGS) v obdobju od 1988 do 1991. Gre torej za obdobje tik pred procesi finančne liberalizacije v državah ES na začetku 90. let. V tem smislu lahko potegnemo vzporednico s slovenskim bančnim sistemom, ki je tudi na pragu večje liberalizacije in odpiranja tuji konkurenci. Ravno pripravljanje na soočenje z ostrejšo konkurenco pa je po našem mnenju lahko eden od vzrokov, da nismo uspeli potrditi hipotez tržne moči.

4. SKLEP

Članek se osredotoča na problem merjenja učinkovitosti poslovanja bank ter na zamisel o možnosti pojasnjevanja značilnosti tržne strukture bančnega sektorja z učinkovitostjo poslovanja bank oziroma alternativno s tržno močjo bank. Vsi empirični rezultati, prikazani v raziskavi se nanašajo na populacijo slovenskih bank v obdobju od začetka leta 1994 do tretjega četletja leta 1998, pri čemer so bile banke, ki niso delovale v celotnem navedenem obdobju izločene iz vzorca.

Pri analizi stroškovne X-učinkovitosti poslovanja bank so bile uporabljene tehnike, ki so se v svetovni literaturi s področja empiričnega proučevanja bančništva uveljavile zlasti v začetku 90. let. Izračun mer stroškovne X-učinkovitosti temelji na ekonometričnem ocenjevanju stroškovne funkcije. Za izolacijo učinkovitostne komponente je bila uporabljena "metoda brez porazdelitve" (angl. *distribution free approach, DFA*).

Rezultati ocenjevanja stroškovne ali X-učinkovitosti so pokazali, da je bila povprečna stroškovna učinkovitost slovenskih bank v opazovanem obdobju $XEFF=0,80$, kar pomeni, da bi lahko banke svoje stroške v povprečju znižale do 20%, če vzamemo kot merilo stroškovno najbolj učinkovito banko v proučevanem vzorcu. Seveda se izračunane mere učinkovitosti od banke do banke razlikujejo, vendar so banke, ki močneje odstopajo od povprečja (nekatero banko bi lahko npr. stroške znižale do 40%) razmeroma maloštevilne, o čemer pričajo tudi nizke vrednosti standardnega odklona količnika $XEFF$, ki znaša približno 0,09. Na podlagi rezultatov bi torej lahko sklepali, da so pri obvladovanju stroškov slovenske banke med seboj dokaj izenačene, razen manjšega števila bank, ki močneje odstopajo od povprečja.

Pri testiranju hipotez tržne strukture sta bili testirani dve skupini hipotez: hipoteze tržne moči (hipoteza "struktura-obnašanje-rezultati", hipoteza relativne tržne moči) ter hipoteze učinkovite strukture (verzija z upoštevanjem stroškovne učinkovitosti ter verzija z upoštevanjem učinkovitosti, ki izhajajo iz ekonomij obsega). Rezultati so pokazali, da na primeru slovenskih bank v proučevanem obdobju ne moremo potrditi veljavnosti nobene od hipotez iz skupine hipotez tržne moči, s precejšnjo gotovostjo pa lahko potrdimo veljavnost hipoteze učinkovite strukture, ki temelji na učinkih izrabe ekonomij obsega. V praksi to pomeni, da lahko potrdimo obstoj določene stopnje konkurenčnosti med slovenskimi bankami, gonilno silo konkurenčnega boja pa predstavljajo možnosti izkoriščanja ekonomij obsega. Zanimivo pa je, da ne moremo zanesljivo potrditi, da bi izboljšanje relativne stroškovne učinkovitosti bank le-tim prinašala tudi prednosti na trgu. Na nek način je tak rezultat pričakovan, če upoštevamo, da so razlike v stroškovni učinkovitosti med bankami, tudi upoštevajoč mednarodne primerjave, zelo majhne.

V splošnem lahko ugotovimo, da so rezultati testiranja hipotez tržne moči za slovenski bančni sistem dokaj konsistentni z rezultati, ki so jih prinesle podobne raziskave, opravljene za bančne sisteme držav Evropske unije v obdobju pred intenzivnejšo liberalizacijo finančnih trgov na začetku 90. let. Tu se namreč jasno kažejo vzporednice s slovenskim bančnim sistemom, za katerega se tudi začenja obdobje večje liberalizacije in odpiranja tuji konkurenci, kar banke dejansko sili v večjo tekmovalnost, posledica tega pa je, da značilnosti, o katerih govorijo hipoteze tržne moči v slovenskem bančnem prostoru ne najdemo. Iz tega tudi sledi jasen napotek slovenskim regulativnim institucijam: intenzivnejše poseganje v smislu uravnavanja tržnega reda v slovenskem bančništvu se trenutno zdi nepotrebno, vsekakor pa je nujno, da se dogajanje v bančnem sektorju spremlja in usmerja s subtilnejšimi posegi, ki bodo po eni strani pomenili bankam signal za njihovo ravnanje, hkrati pa določeno obnašanje bank tudi neposredno spodbujali, kot na primer stimuliranje dominacije nadpovprečno učinkovitih bank.

LITERATURA:

Berg S. A., Forsund F. R. in Jansen E. S.: *Malmquist indices of productivity growth during the deregulation of Norwegian banking: 1980-89*. Scandinavian Journal of Economics, 94 (1992), str. 211-228.

Berger A. N. in Hannan T. H.: *The Efficiency Cost of Market Power in the Banking Industry: A Test of the "Quiet Life" and Related Hypotheses*. The Review of Economics and Statistics, 80 (1998), 3, str. 454-465.

Berger A. N. in Humphrey D. B.: *The dominance of inefficiencies over scale and product mix economies in banking*. Journal of Monetary Economics, 28 (1991), str. 117-148.

Berger A. N. in Humphrey D. B.: *Megamergers in banking and the use of cost efficiency as an antitrust defense*. Antitrust Bulletin, 37 (1992), str. 541-600.

Berger A. N., Humphrey D. B.: *Efficiency of financial institutions: International survey and directions for futures research*. European Journal of Operational Research, 98 (1997), str. 175-212.

Berger A. N., Hunter W. C. in Timme S. G.: *The Efficiency of Financial Institutions: A review and preview of research past, present, and future*. Journal of Banking and Finance, 17 (1993) 2-3, str. 221-249.

Berger A. N.: *The profit-structure relationship in banking-tests of market-power and efficient-structure hypotheses*. Journal of Money, Credit and Banking, 27 (1995), str. 404-431.

Berger, A. N. in Mester L. J.: *Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions?* Journal of Banking and Finance, 21 (1997), str. 895-947.

Berger A. N.: *The efficiency effects of bank mergers and acquisitions: A preliminary look at the 1990s data*. v Amihud Y. in Miller G. (eds.): *Bank Mergers and Acquisitions*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1999. str. 79-111.

Borak N. in Pfajfar L.: *Merjenje učinkovitosti bank z mejno stroškovno funkcijo*. Zbornik 4. strokovnega posvetovanja o bančništvu - učinkovitost bank. Portorož : Zveza ekonomistov Slovenije, 1998. str. 7-19.

Coelli T., Rao D. S. P. in Battese G. E.: *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Kluwer Academic Publishers, 1999. 275 str.

De Young R.: *A diagnostic test for the distribution free efficiency estimator: An example using US commercial bank data*. European Journal of Operational Research, 98 (1997), str. 243-249.

European Commission: *Impact on Services: Credit Institutions and Banking*. The Single Market Review, Subseries II, Vol. 4 (1997)

Gilbert R. A.: *Bank Market Structure and Competition. A Survey*. Journal of Money, Credit and Banking, 16 (4) Part 2 (1984), str. 617-660.

Goldberg L. G. in Rai A.: *The structure performance relationship for European banking*. Journal of Banking and Finance, 20 (1996), str. 745-771.

Greene W. H.: *Econometric Analysis (Third Edition)*. Upper Saddle River: Prentice Hall, 1997. 1075 str.

Hannan T. H.: *Foundations of the Structure-Conduct-Performance Paradigm in Banking*. Journal of Money, Credit, and Banking, 23 (1991), 1, str. 68-84.

Heffernan S.: *Modern Banking in Theory and Practice*. Chichester: John Wiley & Sons, 1996. 455 str.

Heggestad A. A.: *Market structure, risk and profitability in commercial banking*. Journal of Finance, 32 (1977), str. 1207-1216.

Hughes J. in Mester L. J.: *A quality and risk-adjusted cost function for banks: Evidence on the too-big-to-fail doctrine*. Journal of Productivity Analysis, (1993), 4, str. 293-315.

Humphrey D. B.: *Why Do Estimates of Bank Scale Economies Differ?* Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review, September/October 1990.

Hunter W. C., Timme S. G. in Yang W. K.: *An Examination of Cost Subadditivity and Multiproduct Production in Large U.S. Banks*. Journal of Money, Credit and Banking, 22 (1990), 4, str. 504-525.

Kreps D. M.: *A Course in Microeconomic Theory*. Princeton: Princeton University Press, 1990. 839 str.

Leibenstein H.: *Allocative Efficiency vs. "X-Efficiency"*. The American Economic Review, (1966), str. 392-415.

Lloyd-Williams D. M., Molyneux P. in Thornton J.: *Market structure and performance in Spanish banking*. Journal of Banking and Finance, 18 (1994), 3, str. 433-443.

Mester L. J.: *A study of bank efficiency taking into account risk-preferences*. Journal of Banking and Finance, 20 (1996), str. 1025–1045.

Molyneux P., Altunbas Y., Gardener Edward: *Efficiency in European Banking*. Chichester: John Wiley & Sons, 1996. 345 str.

Sealey C. W. in Lindley J. T.: *Inputs, Outputs, and a Theory of Production and Cost at Depository Financial Institutions*. The Journal of Finance, 32 (1977), 4, str. 1251-1266.

Vander Venet R.: *Concentration, Efficiency and Entry Barriers as Determinants of EC Bank Profitability*. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 4(1994), 3/4, str. 21-46.

Welch P.: *New tools of the trade*. The Banker, May 1999, str. 48-49.