



Munich Personal RePEc Archive

Indicators of Market Concentration and Its Discriminatory Power: Example of the Banking Sector of Serbia

Bukvić, Rajko

Nizhny Novgorod State University of Engineering and Economics,
Knyaginino, Russia

2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/105218/>
MPRA Paper No. 105218, posted 16 Jan 2022 16:33 UTC

ПОКАЗАТЕЉИ ТРЖИШНЕ КОНЦЕНТРАЦИЈЕ И ЊИХОВА ДИСКРИМИНАТОРНА МОЋ: ПРИМЕР БАНКОВНОГ СЕКТОРА СРБИЈЕ*

Рајко М. Буквић**

e-mail: r.bukvic@mail.ru

Резиме

У раду се приказују и анализирају основни показатељи који се користе у анализама концентрације на тржишту. Приказани су стандардни коефицијенти (CRn и HH), нешто ређе коришћени (Бинијев, Розенблатов и Тајдман-Холов, те коефицијент ентропије), као и Линда-индекси и приступ заснован на Гаусовој кривој распореда удела тржишних учесника. Анализа резултата који се добијају на основу тих индекса извршена је на примеру банковног сектора Србије (без Косова и Метохије), за године 2016–2019. Коришћени су подаци из завршних рачуна банака за пет билансних величина (укупна актива, депозити, капитал, кредити и друга потраживања и пословни приход). Добијене вредности показатеља илуструју неједнозначност резултата, и то како кад је реч о примењеним индексима, тако и у односу на примењену билансну величину. Све то указује на потребу да се у будућим анализама користи већи број показатеља и већи број билансних величина, као и да се тумачењу резултата приступа уз неопходну пажњу.

Кључне речи: конкуренција, концентрација, индекси концентрације, неједнозначност резултата, банковни сектор.

JEL: C18, C38, G21, K21, L10, L13

УВОД

Савремена економска мисао јединствена је у односу према конкуренцији, сматрајући је фактором који обезбеђује ефикасност тржишне привреде. Данас је концепција конкуренције универзални модел, који се примењује не само у економији, већ и у социологији,

* Прва, краћа верзија овог рада припремљена је за XLVII Симпозијум о операционим истраживањима, SYM-OP-IS 2020.

** Почасни професор, Нижегородски државни инжењерно-економски универзитет, Княгинино (Русија); Удружење „Српски кривак”, Београд.

антропологији, теорији игара и другим наукама и дисциплинама. Међутим, и поред двоиповековне традиције (као оснивач теорије конкуренције прихваћен је А. Смит, иако су се сличним проблемима бавили и други економисти и филозофи пре њега), теоријска мисао још није успела да изгради јединствену и општеприхваћену дефиницију конкуренције. Сходно томе, и многи други аспекти, појаве и чињенице повезане с конкуренцијом још нису решени на задовољавајући начин. Једно од таквих питања је и како мерити конкуренцију, што се може сматрати једним од централних питања целе теорије, и што је од посебне важности у практичној примени резултата теорије (на пример, у спровођењу антимонополске, односно политике заштите конкуренције).

У недостатку задовољавајућег одговора на горње питање, најчешће се примењују релативне оцене на некуантитативној скали – јака конкуренција, умерена конкуренција, слаба конкуренција и сл., а као основ за оцене таквог типа користе се експертске процене, социолошке анкете, или пак резултати, тј. последице конкуренције. Као такви резултати појављују се број учесника (фирми) на тржишту, њихови приходи и профити, односно стечена имовина и капитал, и на основу тога удели појединих учесника на тржишту у одговарајућим величинама, остварени управо у процесу конкуренције, што наравно важи и за профитну стопу у одговарајућој грани.

Један од најчешће коришћених приступа у оцењивању степена конкуренције на тржишту полази управо од остварених удела појединих учесника, и конкуренцију оцењује на основу распореда тих удела међу тржишним актерима. Логика овог приступа једноставна је: што је мања концентрација, тим мање власти (моћи) на тржишту имају поједини учесници, и тим је већа могућност за развој конкуренције. То се може представити једноставним моделом

$$L = 1 - C \quad (1)$$

који показује инверзан однос између конкуренције (L) и концентрације (C), при чему се тај однос претпоставља као линеаран. Ова претпоставка крајње је поједностављена, а у основи и нетачна, будући да су истраживања показала да је тај однос другачији, али је нужно њено прихватање, будући да је природа тог односа још увек

неразјашњена¹. Допринос испитивању ове везе дали су Лончар и коаутори², анализирајући банковна тржишта Србије, Хрватске, Румуније и Чешке, и то свакако представља истраживање вредно пажње.

Ниво, односно степен концентрације, оцењује се преко удела учесника на тржишту

$$s_i = \frac{Q_i}{Q} = \frac{Q_i}{\sum_{j=1}^N Q_j} \quad (2)$$

где је Q_i обим производње (физички или новчано изражен, или пак нека друга величина – укупна средства, тј. актива, капитал, број запослених) i -тог учесника на тржишту. Степен концентрације у (2), очито, биће између 1 (када на тржишту постоји само један учесник, па је и целокупна тржишна власт сконцентрисана код њега) и $1/N$, када на тржишту постоји N учесника, који су сви (под)једнаке снаге. Када је N довољно велико, концентрација се приближава нули ($C=1/N$, $C \rightarrow 0$ када $N \rightarrow \infty$).

2. ПОКАЗАТЕЉИ КОНЦЕНТРАЦИЈЕ

За оцену степена концентрације развијен је и користи се већи број метода, односно показатеља. Међу њима највећу популарност стекли су коефицијент концентрације (CR_n) и Хиршман-Херфиндалов коефицијент (H_n), који су и најчешће коришћени. Први од њих представља прост збир удела првих n (по рангу, дакле најкрупнијих) учесника на тржишту

$$CR_n = \sum_{j=1}^n s_j, \quad (3)$$

при чему се за n у емпиријским анализама најчешће узимало 4, иако за такав, или неки други, избор није дато никакво образложење. Без обзира на то колико се учесника (удела) узима у обрачун коефицијента, очито је да је овај показатељ усмерен на оно што се назива „језгро” тржишта, а да занемарује његову „периферију”, при чему опет граница између ових двају делова тржишта није јасно одређена.

¹ Воробњев, Светуњков (2016).

² Lončar et al. (2016).

За разлику од показатеља (3), Хиршман-Херфиндалов коефицијент одређује се узимањем у обзир свих учесника на тржишту. Пошто је збир удела свих учесника једнак јединици, у конструкцији овог коефицијента узимају се квадрати одговарајућих удела

$$HH = \sum_{j=1}^N s_j^2. \quad (4)$$

Коефицијент концентрације (3) обрачунава се једноставно и није захтеван, потребно је имати свега неколико података. Он, међутим, има озбиљне недостатке (рецимо, може имати исту вредност за различит распоред удела у оквиру „језгра”), што значајно ограничава његову употребљивост. Често се истиче да код коефицијента (4) такав недостатак не постоји, а то га наводно чини знатно прихватљивијим. Ипак, потребно је указати на следеће. Из чињенице да се вредности коефицијента HH крећу у интервалу

$$\frac{1}{N} \leq HH \leq 1 \quad (5)$$

следи да његова минимална вредност зависи од броја учесника на тржишту, тако да је интерпретација коефицијента (4) веома отежана. То, наравно, важи утолико пре и за коефицијент (3). С друге стране, очито је да HH коефицијент већи значај придаје учесницима с већим уделом (пондером сваког удела могао би се сматрати сам тај удео). Међутим, важније од свега тога је што HH не обезбеђује једнозначну везу између распореда удела и степена концентрације, тако да он може имати исту вредност за веома различите конфигурације тржишних удела³.

С аспекта практичног спровођења политике конкуренције код оба индекса појављују се и проблеми идентификовања типова (облика) конкуренције на основу њихових утврђених вредности. Ти проблеми решавају се арбитрарним постављањем граница (на пример, код Хиршман-Херфиндаловог коефицијента 1.000 и 1.800, за неконцентрисана, умерено концентрисана и висококонцентрисана тржишта), да би се на основу вредности коефицијента у одговарајућем сегменту одредио и тип конкуренције.

Исту логику агрегирања тржишних удела у један број прате и неки други, мање популарни и коришћени коефицијенти. Међу њима се истиче пре свега Ђинијев коефицијент, који налази широку примену у

³ Смарагдов, Сидорейко (2015).

неким другим областима (као што су неједнакост у расподели доходака и сиромаштво). Он се може одредити на различите начине, а један од њих је следећи⁴

$$G = \frac{\sum_{i=1}^N s_i}{0,5 \times (N+1) \sum_{i=1}^N s_i} - 1 \quad (6)$$

где S_j означава делимичне кумулативе s_i :

$$S_j = \sum_{j=1}^i s_j \quad (7)$$

И Розенблатов коефицијент сумира све тржишне уделе (уређене у опадајући низ), али их пондерише одговарајућим ранговима, с тим што највећи пондер (N) има елемент скупа с највећим уделом s_i . Коефицијент се обрачунава по формули⁵:

$$RI = \frac{1}{2 \times \sum_{i=1}^N (N+1-R_i) s_{i-1}} \quad (8)$$

На исти начин конструисан је и Тајдман-Холов коефицијент⁶, с тим да је пондерисање обрнуто – највећи пондер (N) има елемент с најмањим уделом:

$$THI = \frac{1}{2 \times \sum_{i=1}^N R_i s_{i-1}} \quad (9)$$

али је код њега низ удела уређен у растући.

Дакле, коефицијенти (8) и (9) разликују се од НН коефицијента избором пондера тржишних удела појединачних тржишних актера. Док су код последњег, како је већ наглашено, пондери заправо сами ти удели, код коефицијената (8) и (9) пондери су рангови одговарајућих удела у њиховом уређеном скупу, у једном случају у опадајући а у другом у растући низ.

Једна од, у нашим условима, ређе коришћених мера концентрације је коефицијент ентропије. Он је дефинисан изразом⁷

$$CE = \sum_{i=1}^N s_i \ln \left(\frac{1}{s_i} \right), \quad (10)$$

⁴ Lipczynski et al. (2017).

⁵ Bikker, Haaf (2002).

⁶ Hall & Tideman (1967).

⁷ Lipczynski et al. (2017).

и заправо представља инверзан коефицијент: коефицијент (10) има утолико мање вредности уколико је концентрација већа. Минималну вредност $CE=0$ коефицијент достиже у случају потпуног монопола, а максималну вредност у случају постојања фирми које све имају једнаке тржишне уделе ($s_i=s_j$, $i,j \in \langle 1,2,\dots,N \rangle$), али је та максимална вредност неједнозначна и износи $\ln(N)$. Ова околност чини коефицијент ентропије неподесним за потребе поређења скупова различите величине, због чега се појавила потреба за стандардизацијом коефицијента (10). За то је потребно поделити израз (10) са $\ln(N)$, што даје коефицијент релативне ентропије

$$CRE = \frac{1}{\ln(N)} \sum_{i=1}^N s_i \ln \left(\frac{1}{s_i} \right), \quad (11)$$

чије се вредности крећу у интервалу $[0,1]$.

Остали коефицијенти овог типа (коефицијент варијације, Хорватов, Хана-Кеј, Дејвисов и др.) користе се знатно ређе, и нећемо их овде разматрати.

Другачија логика налази се у основи индекса, заправо, система индекса који је средином 1970-их конструисао Р. Линда⁸

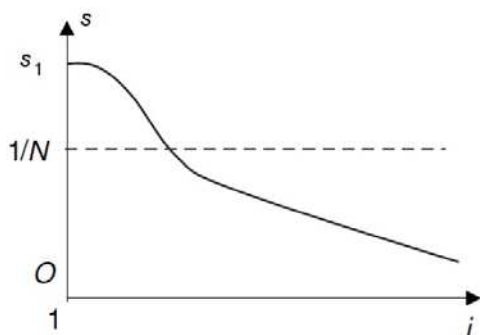
$$IL_m = \frac{1}{m(m-1)} \sum_{i=1}^{m-1} \frac{m-i}{i} \cdot \frac{CR_i}{CR_m - CR_i}, \quad (12)$$

који у резултату не даје један број, већ низ (коефицијената). Претходно је потребно уделе уредити у опадајући низ, а распоред добијених индекса открива (не)постојање олигополске структуре. Уколико је добијени низ индекса (10) монотонно опадајући, таква структура не постоји, а на њу, напротив, указује прво нарушавање опадајућег низа: $IL_m < IL_{m+1}$. Пошто, по дефиницији, олигополе чини три до четири („чврст“), односно седам до осам фирми („лабав“), индекси Линда израчунавају се негде до десетог у низу. На тај начин, и овај показатељ се задржава на „језгру“ тржишта, али разлика у односу на CR_n више је него видљива.

Распоред удела тржишних актера разматрали су и аутор овог реферата и његов коаутор⁹ у анализи робних тржишта у СР Југославији. На распоред одабраних показатеља CR_i ($i=1, 2, 4, 6$), обрачунатих на основу прихода предузећа, за 185 групација робних тржишта аутори су

⁸ Linda (1976).

⁹ Bukvić i Hinić (1995).



Слика 1. Распоред удела фирми на тржишту

појединачних производа, овог пута на пуном скупу првих шест показатеља CR_i ($i=1, \dots, 6$), обрачунатих, наравно, на основу физичког обима производње. У оба случаја примењено је Еуклидово одстојање, као најпопуларнија метрика у кластерској анализи:

$$d_{ij} = \sqrt{\sum_{l=1}^{218} (s_i^l - s_j^l)^2} . \quad (13)$$

Другачији приступ распореду удела налази се у радовима С. Г. Светуњкова.¹¹ Ту је представљен нови приступ, који се заснива на факту да (уређени) низ удела фирми на тржишту (2) формира монотонно опадајућу функцију. Та функција може бити представљена експоненцијалном кривом типа Гауса (14), са два непозната параметра (a и b), који се могу оценити методом најмањих квадрата, или директно, или после претходне логаритамске трансформације, у резултату које се добија линеарна функција. Међутим, како се за $i=1$ у (14) добија да је $b=s_1$, том заменом добија се функција с једним параметром (15), која логаритмовањем даје (16), одакле се параметар a може лако оценити (17). Коefицијенти $b=s_1$ и a репрезентују, односно одражавају својства посматраног распореда удела фирми на тржишту, тако да заправо представљају и својеврсне коefицијенте концентрације, што је за параметар b јасно само по себи.

$$s_i = be^{-a(i-1)} \quad (14)$$

¹⁰ Буквић (2002).

¹¹ Видети рецимо, Воробјев и Светуњков (2016).

$$s_i = s_1 e^{-a(i-1)} \quad (15)$$

$$\ln \frac{s_i}{s_1} = -a(i-1) . \quad (16)$$

$$a = - \frac{\sum_{i=1}^N \ln \frac{s_i}{s_1}}{\sum_{i=1}^N (i-1)} \quad (17)$$

3. ЕМПИРИЈСКА АНАЛИЗА ПОКАЗАТЕЉА: ПРИМЕР БАНКОВНОГ СЕКТОРА СРБИЈЕ

Емпиријску проверу карактеристика наведених показатеља извршићемо на примеру банковног сектора Србије, на основу званичних података које даје Народна банка Србије (без података за банке на Косову и Метохији). Због специфичности конкуренције у овом сектору, неадекватно је користити као критеријум остварени приход, као што је то уобичајено у реалном сектору (уз физички обим производње, који у овом случају нема пандана), тако да је најпре потребно изабрати променљиву према којој ће се одређивати концентрација и конкуренција. То је проблем с којим се иначе сусрећу истраживачи концентрације и конкуренције у банковном сектору. Решења су различита, и на њих смо дали осврт у ранијим радовима

У нашим претходним радовима¹², користили смо углавном пет променљивих: укупну активу, депозите, капитал, кредите и пословни приход. За потребе овог рада задржаћемо све те променљиве. Потребно је нагласити да, по многим мишљењима, избор променљивих за потребе анализе концентрације у принципу нема неки посебан значај, будући да су оне међусобно веома високо корелисане. Управо то показали смо у претходним радовима¹³ коришћењем обичних коефицијената корелације, који су показивали изузетно високе вредности. Донекле је био изузетак капитал, премда се и његова корелација с другим

¹² Видети на пример, Bukvić (2019), Bukvić (2020).

¹³ Bukvić (2020), Буквич (2020).

променљивима, мање снажна у оквиру датог скупа, креће на нивоу од око 0,95 а то је такође веома висока корелација.

Табела 1. Корелација између посматраних билансних величина у 2016. и 2019.

	X ₂	X ₃	X ₄	X ₅
2016.				
X ₁	0,998	0,955	0,992	0,981
X ₂		0,933	0,991	0,972
X ₃			0,943	0,955
X ₄				0,972
2019.				
X ₁	0,998	0,962	0,993	0,976
X ₂		0,946	0,992	0,975
X ₃			0,955	0,938
X ₄				0,974

Извор: Обрачунато на основу података из завршних рачуна банака за 2019. годину

И овом приликом израчунали смо одговарајуће коефицијенте корелације. Како показује табела 1, и у 2019. године коефицијенти корелације између наведених пет променљивих показују сличне вредности, из чега би могли да се изведу и слични закључци. Међутим, као што ће се видети у даљем тексту, показује се да коришћење коефицијената корелације за оваква сагледавања ипак није довољно, односно може бити доведено у питање.

Други проблем у анализи концентрације (и последично конкуренције), који карактерише не само банковни сектор, односи се на избор самих показатеља концентрације. И ту су, наравно, решења различита, али се најчешће избор сводио на коефицијенте CR_n и Хиршман-Херфиндалов коефицијент. Други показатељи коришћени су ређе, али се ипак могу срести и у радовима у нашој литератури.¹⁴

У наведеном раду¹⁵ анализирани су године 2016–2018, а међу показатељима примат је дат индексу Линда. Наравно, одређени су и

¹⁴ На пример у Ljumović et al. (2014), Lončar & Rajić (2012), Miljković et al. (2013).

¹⁵ Bukvić (2020).

други коефицијенти, и то CRn (CR3, CR4 и CR8) и HH, такође и Ђинијев коефицијент G. У овом раду укључићемо и 2019. годину, и обрачунаћемо све горе наведене показатеље. Као основа за обрачуна послужили су завршни рачуни банака, које смо користили и раније, а који су постављени на сајт Народне банке Србије.¹⁶

Добијене резултате представићемо у наредној табели (Табела 2), након чега ће уследити дискусија.

Пре дискусије добијених резултата направићемо кратак осврт на промене броја банака у посматраном периоду. Тај број у Србији након политичких промена пред крај 2000. године налази се у константном опадању: са 86 на почетку и 49 на крају 2001. он је смањен у периоду који је оквир наше анализе на 30 у 2016. (29 у 2017), затим на 27 у 2018. и на 26 у 2019. години.¹⁷ Овај већ дводеценијски тренд смањења броја банака, иако не и довољан као показатељ, ипак сугерише да се сужавају услови за развој конкуренције.

Наравно, то истовремено не мора да значи и да се доиста смањује интензитет конкуренције између постојећих актера, што би се могло проверити уз примену другачијих приступа.¹⁸ С друге стране, промене броја банака свакако су утицале на концентрацију и конкуренцију. За разлику од ситуације почетком 2000-их, када су великом броју банака одузете дозволе за рад, током овде посматраног периода промене су се односиле углавном на припајања банака (2 у 2017, 1 у 2018. и 1 у 2019), док је једној банци одузета дозвола (у 2018), а на тржиште је ушла једна (страна) банка, на самом крају 2016. Наравно, на степен концентрације, и последично конкуренције, утицали су и други фактори, а не само ове промене. Покушаћемо на основу анализе резултата датих у табели 2 да се у томе разаберемо.

4. ДИСКУСИЈА

Погледајмо какве нам информације пружа Табела 2, у којој су збирно приказани сви овде анализирани коефицијенти.

¹⁶ Биланс стања/успеха банака (2020).

¹⁷ Банкарски сектор у Србији. Квартални извештај (2010–2019).

¹⁸ Видети рецимо Волков и Светуњков (2013).

Као прво, можемо констатовати да стандардно коришћени коефицијенти (CRn и НН) указују на низак, односно умерен степен концентрације. Када је реч о коефицијентима CRn ми се увек опредељујемо за коефицијенте CR3 и CR4. Коефицијент CR8, који смо користили, поред наведених, у претходним радовима¹⁹, сматрамо сувише великим за мало тржиште Србије. То се утолико пре може рећи за CR10, који уз CR5, користи и Народна банка Србије у кварталним извештајима. Све те величине приказане су, ипак, и у овом прегледу. Тиме се омогућује и остваривање главног циља оваквог рада, наиме демонстрирање могућности наведених коефицијената да дискриминирају скуп који је предмет анализе.

Друго што се може запазити је опадање вредности ових показатеља, такође и Ђинијевог коефицијента, у 2018. у односу на 2016. годину, односно даље у 2019. у односу на 2018. Изузеци се показују за неке од показатеља и у понеким годинама. Имајући у виду смањење броја банака у целом посматраном периоду, овакав резултат на први поглед може изгледати изненађујући, и свакако захтева неко објашњење.

Наведени коефицијенти (CR3 и CR4, НН и G) такво објашњење нису у стању да дају. С друге стране, за разлику од њих, код Розенблатовог, и у мањој мери Хол-Тајдмановог коефицијента запажа се другачије кретање. Очигледним изгледа да на оваква дивергентна кретања утиче начин пондерисања удела s_i код ова два потоња коефицијента, пре свега код коефицијента R. Најзад, вредности Ђинијевог коефицијента даље су опале и у 2019. години (изузев код укупне активе), што је супротно кретању других, стандардно коришћених коефицијената, али опет уз изузетак пословног прихода.

Као узгредни исход резултата из табеле 1 намеће се закључак да, када је у питању банковни сектор, избор билансних променљивих на основу којих ће се одређивати концентрација није без значаја. Тиме се донекле релативизује закључак, који је овај аутор донео на основу коефицијената корелације између анализираних пет билансних променљивих.²⁰ Очигледно је да ово питање захтева додатна емпиријска истраживања и провере.

¹⁹ Видети рецимо Bukvić (2020)

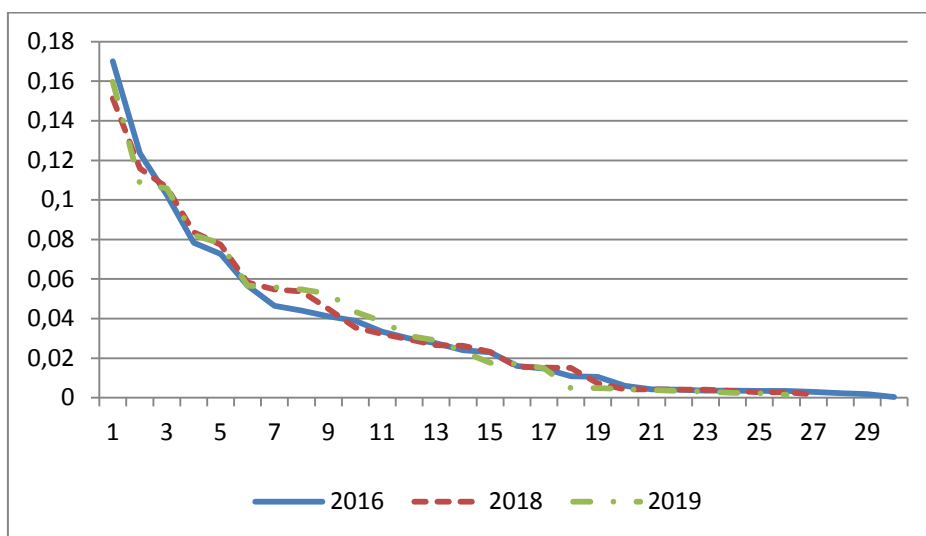
²⁰ Bukvić (2020).

Табела 2. Показатељи концентрације у банковном сектору Србије 2016–2019

Индекс	Укупна актива			Депозити			Капитал			Пословни приход			Кредити		
	2016.	2018.	2019.	2016.	2018.	2019.	2016.	2018.	2019.	2016.	2018.	2019.	2016.	2018.	2019.
CR3	39,6	37,4	37,4	40,1	37,6	37,6	38,7	37,2	37,1	36,8	37,0	36,1	36,9	37,3	36,0
CR4	47,4	45,8	45,6	47,9	45,9	45,9	47,4	45,8	45,3	44,6	46,2	44,0	45,3	45,1	44,7
CR5	54,7	53,5	53,4	55,0	53,6	53,7	55,8	54,1	53,4	52,3	54,2	53,0	52,6	52,0	51,6
CR8	69,4	70,1	70,1	69,7	70,9	71,0	73,6	72,3	72,5	67,9	70,2	70,3	67,9	69,0	68,4
CR10	77,4	78,2	79,7	77,9	78,5	79,9	80,0	79,4	80,8	75,6	78,6	79,2	76,3	77,0	78,0
HH	813	779	800	819	786	814	882	807	799	764	805	791	763	771	781
G	0,568	0,524	0,523	0,572	0,529	0,529	0,583	0,537	0,527	0,549	0,529	0,516	0,554	0,516	0,512
RI	0,021	0,024	0,025	0,021	0,024	0,025	0,021	0,024	0,025	0,021	0,024	0,025	0,021	0,024	0,025
HTI	0,081	0,081	0,084	0,082	0,082	0,085	0,084	0,084	0,085	0,077	0,082	0,083	0,078	0,080	0,082
CE	2,804	2,795	2,751	2,792	2,786	2,738	2,759	2,769	2,751	2,850	2,782	2,769	2,834	2,809	2,768
CRE	0,824	0,848	0,844	0,821	0,845	0,840	0,811	0,840	0,844	0,838	0,844	0,850	0,833	0,852	0,849
L	м.о.	м.о.	м.о.	м.о.	м.о.	м.о.	*	*	*	м.о.	м.о.	м.о.	м.о.	м.о.	м.о.
b	0,170	0,151	0,160	0,166	0,151	0,165	0,196	0,157	0,142	0,164	0,171	0,163	0,158	0,157	0,163
a	0,168	0,149	0,173	0,173	0,149	0,177	0,178	0,154	0,160	0,163	0,158	0,173	0,167	0,150	0,176

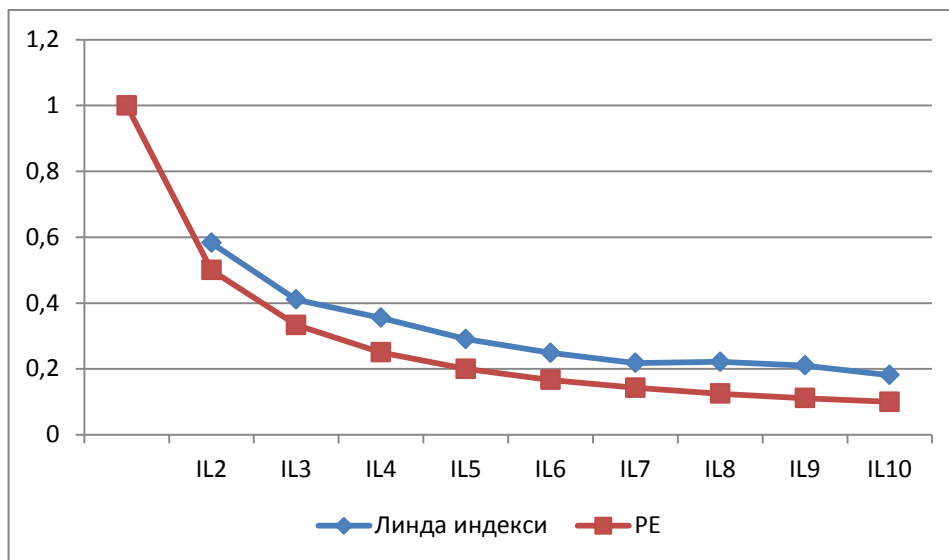
* $L8 > L7$.

Већ је указано на значај, односно утицај удела највећег учесника на тржишту, што између осталог показују вредности коефицијента b у моделу (14). Оне су имале, према подацима из табеле 2, веома неједнозначна кретања за поједине билансне величине, и практично не дозвољавају недвосмислен закључак који би се односио на оцену нивоа концентрације и његове промене у посматраним годинама.



Слика 2. Распоред удела банака за променљиву „Укупна актива”

Ипак, будући да на удео првог (највећег) учесника на тржишту отпада у основи око 15–17%, већ на основу тога може се закључити да је величини удела највећег учесника на тржишту потребно посветити посебну пажњу. Други параметар у наведеном моделу (14), коефицијент a , показује степен концентрације удела у оквиру датог скупа. Што је његова вредност ближа нули, концентрација је уједначенија. Његове вредности управо показују оно што смо констатовали код кретања већине показатеља из табеле 1, наиме смањење у 2018. и затим повећање у 2019. години. Ово је уједно и један од ретких добијених резултата који показује потпуну правилност – ни у једном случају, наиме, нема изузетка. Вредности коефицијента ентропије, односно релативне ентропије, показују истоветна кретања (у инверзном смислу, наравно, као што је већ објашњено), и на тај начин потврђују смањење, односно повећање степена концентрације у одговарајућим годинама.



Слика 3. Линда индекси и крива перфектног еквилибријума за билансну величину „Капитал” у 2019. години

Погледајмо (слика 2) какав је распоред тржишних удела у оквиру скупа банака у Србији у посматраним годинама, на основу укупне aktive банака. Иако и не тако велике, приметне су ипак одређене промене, пре свега у уделима банака око 8, до 10. по рангу.

Што се тиче индекса Линда, као што је већ истакнуто, њихове вредности саме по себи немају посебан значај, већ се посматра кретање низа индекса. За променљиве укупна актива, депозити, пословни приход и кредити ти нивои су у свим посматраним годинама монотонно опадајући, а за променљиву капитал, низ је прекинут између седмог и осмог учесника ($L8 > L7$), што указује на сумњу на постојање олигопола („лабавог олигопола”).

Слика 3 показује одступање у односу на перфектни еквилибријум (случај када су сви учесници на тржишту једнаки). За наша разматрања, међутим, много је важнији истакнут прекид у опадању Линда коефицијената ($L8 > L7$), што сугерише постојање олигопола. Наравно, ни један од коефицијената наведених у табели 2 на такав закључак не може да наведе.

5. ЗАКЉУЧАК

Анализе извршене у овом раду показују неједнозначно кретање различитих показатеља концентрације, и сходно томе упућују на различите закључке о постојању концентрације и последично конкуренције у разматраној привреди, односно привредном сектору, у овом случају сектора банака у Србији. Тако, Розенблатов и Хол-Тадманов индекси за све величине практично константно расту, док Ђинијев коефицијент константно опада. На тај начин, они доводе до различитих, супротних закључака о динамици концентрације у овом сектору. Насупрот њима, Хиршман-Херфиндалов индекс и коефицијент ентропије показују разноврсна кретања, у којима се смењују повећања и смањења њихових вредности, па дакле и оцене степена концентрације. Судаћи по вредностима коефицијента a у моделу (14), то представља реалнију оцену кретања нивоа концентрације.

С друге стране, показује се и да одабир величина на основу којих ће се одређивати концентрација у банковном сектору није без значаја. Тиме су донекле релативизовани закључци да је то ирелевантно, који се неретко срећу у литератури, а до којих је и аутор дошао у претходним радовима на основу веома високе корелисаности распореда тржишних удела за те билансне величине (укупна актива, депозити, кредити, пословни приход, капитал).

На основу наведених резултата може се препоручити да се у будућим истраживањима користи упоредо већи број показатеља, а када је банковни сектор у питању и већи број (билансних) величина, и да се скрупулозно анализирају добијени резултати и разлике међу њима.

INDICATORS OF MARKET CONCENTRATION AND ITS DISCRIMINATORY POWER: EXAMPLE OF THE BANKING SECTOR OF SERBIA

Rajko M. Bukvić

Abstract

The paper shows and analyzes the main indicators that are used in the analyses of the market concentration. It were demonstrated standard coefficients (CRn and HH), more rarely used (Gini, Rosenbluth and Tideman-

Hall, and entropy coefficient), and the Linda indices and approach based on the Gaus' curve of the distribution of market shares. The analysis of the results was made on the example of banking sector of Serbia (without Kosovo and Metohija), for the years 2016–2019. It were used the banks' balances five aggregates (total assets, deposits and other liabilities, capital, loans and receivables, and operating income). The values of indicators illustrate ambiguity of results, both in the case of used indices, as well as the used balance aggregate. All of these indicate the need of the use in future analyses many indicators and aggregates, and the need to interpret the results with necessary attention.

Keywords: competition, concentration, indices of concentration, ambiguity of results, banking sector.

ЛИТЕРАТУРА

Банкарски сектор у Србији. Квартални извештај, 2010–2019, Београд: Народна банка Србије.

Биланс стања/успеха банака, Београд: Народна банка Србије, 2016–2020, https://www.nbs.rs/internet/cirilica/50/50_5.html

Буквић, Рајко. (2002). Утврђивање типова тржишних структура у југословенској прехранбеној индустрији, *Zbornik radova Više poslovne škole u Novom Sadu*, 2002, 4, 35–47.

Буквић, Рајко М. (2020). Шта показују индекси концентрације: пример банковног сектора Србије, XLVII Simpozijum о operacionim istraživanjima, SYM-OP-IS 2020. (у штампи)

Буквич, Райко М. (2020). Концентрация и конкуренция в современном банковском секторе Сербии: анализ индексов концентрации, *Вестник НГИЭИ*, № 5 (108), 63–79.

Волков, Александр Владимирович и Сергей Геннадьевич Светуных. (2013). Методологические проблемы измерения конкуренции, *Современная конкуренция*, 7(6), 54–64.

Воробьев, Павел Фёдорович и Сергей Геннадьевич Светуных. (2016). Новый подход к оценке уровня конкуренции. *Современная конкуренция*, 10(6), 5–19.

Смарагдов, Игорь Андреевич и Вера Николаевна Сидорейко. (2015). Индексы рыночной концентрации: неоднозначная информативность, *Концепт*, 9, 1–8.

Bikker, Jacob A. & Katharina Haaf. (2002). Measures of Competition and Concentration in the Banking Industry: a Review of the Literature, *Economic & Financial Modelling*, 9 (2), 53–98.

Bukvić, Rajko M. (2019). Evolution and Current State of the Competitive Environment in Serbian Banking Sector: Concentration Indices Analysis, In: Igor Janev (ed.) *Serbia: Current Political, Economic and Social Issues and Challenges*, Nova Science Publishers, Inc., New York, 23–42.

Bukvić, Rajko M. (2020) Concentration and Competition in Serbian Banking Sector in the Period 2016–2018, *Економика*, 66 (2), 17–35.

Bukvić, Rajko i Branko Hinić. (1995). Oblici konkurencije na robnim tržištima u Jugoslaviji, *Mesečne analize i prognoze*, 2 (5), 58–66.

Hall, Marshall and Nicolaus Tideman. Measures of Concentration, *Journal of the American Statistical Association*, 1967, 62 (317), pp. 162–168.

Linda, Rémo. (1976). Methodology of concentration analysis applied to the study of industries and markets, Brussels: Commission of the European Communities.

Lipczynski, John; John O. S. Wilson, John Goddard. (2017). *Industrial Organization. Competition, Strategy and Policy*, Fifth Edition, Harlow: Pearson Education Limited.

Ljumović, Isidora; Vladan Pavlović, Janko M. Cvijanović (2014). Two Aspects of Concentration in Serbian Banking Sector, *Industrija*, 42 (3), 61–77.

Lončar, Dragan and Vesna Rajić. (2012). Concentration and Competitiveness of Banking Market in Serbia: Current Situation and Possible Future Changes under the Influence of Market Consolidation, *Ekonomika preduzeća*, 60 (7–8), 372–385.

Lončar, Dragan, Aleksandra Đorđević, Milena Lazić, Siniša Milošević, Vesna Rajić. (2016). Interplay Between Market Concentration and Competitive Dynamics in the Banking Sector: Evidence from Serbia, Croatia, Romania and the Czech Republic, *Ekonomika preduzeća*, 64 (5–6), 332–346.

Miljković, Marko; Sanja Filipović, Svetozar Tanasković. (2013). Market Concentration In The Banking Sector – Evidence From Serbia, *Industrija*, 41 (2), 7–25.