



## ՆԱՐԵԿ ՄՈՒՐԱԴՅԱՆ

ՀՊՏՀ տնտեսամաթեմատիկական մեթոդների  
ամբիոնի ասպիրանտ

### ՄՐՑԱԿՑՈՒԹՅԱՆ ԳՆԱՀԱՏՈՒՄԸ ՀՀ ԲԱՆԿԱՅԻՆ ՀԱՄԱԿԱՐԳՈՒՄ ՓԱՆՁԱՐ-ՌՈՍԻ ԿԵՐԱՓՈԽՎԱԾ ՄՈՂԵԼՈՎ

**Հիմնաբառեր.** բանկային մրցակցություն, Փանգար-Ռոսի մոդել, չմասշտաբավորված  $H$  վիճակագիր, ՀՀ բանկային համակարգ

Բանկային ոլորտում մրցակցության գնահատման ոչ կառուցվածքային մեթոդներից առավել տարածված է Փանգար-Ռոսի մոտեցումը (P-R)<sup>1</sup>: Ըստ այդ մոտեցման՝ ոլորտում մրցակցության մակարդակի վերաբերյալ եզրակացություն կարելի է անել՝ հետազոտելով ֆիրմաների հասույթի փոփոխությունը՝ ի պատասխան արտադրական գործոնների գների փոփոխության: Եթե ոլորտում երկարատև հավասարակշռություն է հաստատված, ապա  $i$ -րդ բանկի հասույթի ֆունկցիան  $t$ -րդ ժամանակահատվածում կարելի է ներկայացնել հետևյալ տեսքով՝

$$R_{it} = f(W_{it}, CF_{it}, \varepsilon_{it}),$$

որտեղ՝  $W$ -ն  $i$ -րդ բանկի ներդրանքների  $w_{1i}, w_{2i}, \dots, w_{mi}$  գների վեկտորն է,  $CF$ -ը՝  $i$ -րդ բանկի հասույթի ֆունկցիան տեղաշարժող արտաժին փոփոխականների վեկտորը,  $\varepsilon_{it}$ -ը՝ սխալանքային անդամը:

Փանգարը և Ռոսը ներմուծել են մի թիվ, որը կոչվում է  $H$  վիճակագիր և սահմանվում է հետևյալ կերպ՝

<sup>1</sup> Տե՛ս **Panzar J. and Rosse J.**, Testing for „monopoly” equilibrium. Journal of Industrial Economics 35, 1987, էջ 443–456:

$$H = \sum_{k=1}^m \left( \frac{\partial R_i}{\partial W_{ki}} \cdot \frac{W_{ki}}{R_i} \right) \quad (1)$$

այսինքն՝  $H$ -ը հավասարակշիռ հասույթի առաձգականությունների գումարն է՝ ըստ ներդրանքների  $W_{1i}$ ,  $W_{2i}$ , ...,  $W_{mi}$  գների:  $H$  վիճակագրի արժեքը ցույց է տալիս, թե քանի տոկոսով կփոխվի բանկի հասույթը, եթե բոլոր ներդրանքների գներն աճեն 1%-ով:

$H$  վիճակագրի արժեքները գտնվում են  $(-\infty; 1]$  սահմաններում: Դրա արժեքների հիման վրա կարելի է անել որոշակի պնդումներ ոլորտի կառուցվածքի վերաբերյալ: Շատ հետազոտողներ<sup>2</sup>  $H$  վիճակագիրը համարում են բանկային համակարգի մրցակցային վարքի անընդհատ և մոնոտոն ցուցիչ: Սա նշանակում է, որ  $H$  վիճակագրի ավելի մեծ արժեքները համապատասխանում են մրցակցության ավելի բարձր մակարդակների: Մրցակցային միջավայրի տարբերակման համար  $H$ -ի արժեքները բաժանվում են երեք խմբի՝

ա)  $H \leq 0$ : Այս դեպքին համապատասխանում են մի շարք իրավիճակներ՝

- *մոնոպոլ (մենաշնորհային) հավասարակշռություն*. յուրաքանչյուր բանկ առավելագույնի է հասցնում իր շահույթը՝ լիովին անկախ գործելով մյուս բանկերից,  $H$ -ը նվազող ֆունկցիա է՝ կախված պահանջարկի առաձգականությունից,
- *կատարյալ համաձայնեցված օլիգոպոլիա (խմբատիրություն)*,
- *կոնյունկտուրալ (իրավիճակային) կարճատև հավասարակշռված օլիգոպոլիա*. բանկերի թիվն ամրագրված է, և յուրաքանչյուրը որոշում է կայացնում՝ նկատի ունենալով մյուսների արձագանքն իր որոշմանը:

բ)  $0 < H < 1$ : Մոնոպոլիստիկ մրցակցությամբ հավասարակշռություն՝ ազատ մուտքով: Բանկերն ունեն ոչ առաձգական պահանջարկի կոր, հետևաբար՝ շահույթն աճում է ավելի պակաս չափով, քան փոխվում են ներդրանքների գները:  $H$ -ը աճող ֆունկցիա է պահանջարկի առաձգականությունից: Որքան  $H$ -ը մոտ է 1-ին, այնքան բանկի վարքագիծը նման է կատարյալ մրցակցային միջավայրում գործելու պայմաններին:

գ)  $H = 1$ : Հնարավոր է 2 իրավիճակ՝

- կատարյալ մրցակցություն,
- բնական մոնոպոլիա կատարյալ մրցակցային շուկայում:

Իմաստային տեսակետից  $H$  վիճակագիրը կարելի է մեկնաբանել հետևյալ կերպ. եթե շուկան մոնոպոլ է, ապա մոնոպոլիստի հասույթը փոփոխվում է ներդրանքների գների փոփոխության հակառակ ուղղությամբ, հետևաբար, այս պարագայում՝  $H < 0$ : Եթե շուկան կատարյալ մրցակցային է, ապա ներդրանքների գների փոփոխությունը ավելացնում է սահմանային և միջին ծախսերը նույն համամասնությամբ՝ չփոխելով, սակայն, թողարկման ծավալը: Դիմագրավելու համար բանկերը բարձրացնում են իրենց ծառայությունների գները՝ մինչև որ կարողանան ծածկել ծախսերը: Այսպիսով՝ բանկի

<sup>2</sup> Տե՛ս **Bikker J., Haaf K.**, Measures of competition and concentration in the banking industry: a review of the literature, *Economic & Financial Modelling* 9, 2002, էջ 53–98: **Claessens S.** and **Laeven L.**, What drives bank competition? Some international evidence. *Journal of Money, Credit, and Banking* 36, 2004, էջ 563–583: **Coccoresse P.**, Market power in local banking monopolies. *Journal of Banking & Finance* 33, 2009, էջ 1196–1210:

եկամուտն աճում է նույն համամասնությամբ, ինչ համամասնությամբ բարձրացել էին ներդրանքների գները, այսինքն՝ այս դեպքում  $H = 1$ :

**Փանգար-Ռոսի էմպիրիկ (փորձառական) մոդելը**

Գիտական գրականության մեջ<sup>3</sup> ընդունված է հասույթի ֆունկցիայի հետևյալ log-գծային մոտարկումը՝

$$\ln TR = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln W_i + \sum_{j=1}^K \gamma_j \ln CF_j + \delta \ln TA + \varepsilon, \quad (2)$$

որտեղ՝ TR-ով նշանակված է ընդհանուր հասույթը (Total Revenue), իսկ  $\varepsilon$ -ը սխալանքային անդամն է: TA փոփոխականը ներկայացնում է բանկի ընդհանուր ակտիվները (Total assets) և բնութագրում բանկի մեծությունը: Այստեղ, ինչպես ընդունված է,  $W_1$ -ը բանկի ֆոնդավորման գինն է,  $W_2$ -ը՝ աշխատանքի գինը, իսկ  $W_3$ -ը՝ հիմնական կապիտալինը: Բանկային առանձնահատուկ գործոնները նշանակված են՝  $CF_1, CF_2, \dots, CF_K$ : Այդ փոփոխականները լրացնում են մոդելը՝ ընդգծելով տվյալ բանկի առանձնահատկությունները, օրինակ՝ ռիսկերի մակարդակը, բանկի մասնագիտացումը, արդյունավետությունը, տոկոսային եկամտի ավելացման ներուժը և այլն:

H վիճակագրի (1) սահմանումից և ընդհանուր հասույթի (2) ներկայացումից բխում է՝

$$H = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 \quad (3)$$

(2) ներկայացման մեջ TR կախյալ փոփոխականի փոխարեն հավասարապես (գուցե և ավելի հաճախ) օգտագործվում է տոկոսային եկամուտը՝ II (Interest Income): Եվս մեկ այլընտրանքային վարկած է հետևյալ ներկայացումը՝

$$\ln TR/TA = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_i \ln W_i + \sum_{j=1}^K \gamma_j \ln CF_j + \delta \ln TA + \varepsilon, \quad (4)$$

որտեղ, ի տարբերություն (2) հավասարման, կախյալ փոփոխականի դերը վերապահված է ընդհանուր հասույթի և ընդհանուր ակտիվների հարաբերությանը: Հասկանալի է, որ TR/TA, ինչպես նաև II/TA հարաբերությունները կարելի է մեկնաբանել իբրև գին կամ տոկոսադրույք: Որոշ հետազոտողներ<sup>4</sup> կարծում են, որ սա խեղաթյուրում է Փանգար-Ռոսի մոդելը՝ հասույթի հավասարումը դարձնելով գնի հավասարում: Նրանք պնդում են, որ այն ուսումնասիրողները, ովքեր հիմնվում են (4) հավասարման վրա, բանկային արդյունքը կամ ակտիվները մեկնաբանում են իբրև արտածին փոփոխական, այսինչ (P-R) մոդելը դրանք դիտարկում է որպես ներծին, այսինքն՝ բանկի գործունեության արդյունք:

<sup>3</sup> Տե՛ս **Bikker J., Shaffer S., Spierdijk L.**, Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs and Equilibrium // The Review of Economics and Statistics 2012. Vol. 94. No 4, էջ 1025–1044:

<sup>4</sup> Տե՛ս **Vesala J.**, Testing for competition in banking: Behavioral evidence from Finland. Bank of Finland Studies, 1995: **De Bandt O. and Davis E.**, Competition, contestability and market structure in European banking sectors on the eve of EMU. Journal of Banking & Finance 24, 2000, էջ 1045–1066: **Bikker J., Spierdijk L. and Finnie P.**, Misspecification in the Panzar-Rosse model: Assessing competition in the banking industry. Working paper 114, De Nederlandsche Bank, 2006:

Քանի որ, օգտվելով լոգարիթմի պարզագույն հատկությունից, միշտ էլ կարելի է (4) հավասարումը գրել (2) տեսքով, ապա հարցն այն է, թե պե՞տք է արդյոք (2) հավասարման աջ մասում ներառել  $\delta \ln TA$  գումարելին:

Եթե (2) մոտարկման մեջ իբրև ռեգրեսոր չի մասնակցում  $\ln TA$  փոփոխականը, ապա այդպիսի հավասարումները, ինչպես նաև դրանց հիման վրա հաշվարկված  $H$  վիճակագիրը կոչվում են չմասշտաբավորված, հակառակ դեպքում՝ մասշտաբավորված: Պարզ է, որ (4) հավասարումը մասշտաբավորված է, եթե նույնիսկ աջ մասում չի մասնակցում  $\delta \ln TA$  գումարելին:

Բիկերը, Շաֆերը և Սպիերջիկը, հետազոտելով 63 երկրների ավելի քան 17000 բանկերի 100000 բանկ-տարիներից կազմված ընտրանքը<sup>5</sup>, նաև փորձով հաստատեցին իրենց տեսական եզրահանգումն այն մասին, որ մասշտաբավորված հավասարումները բերում են  $H$  վիճակագրի համակարգված բարձրացված (ավելի մրցակցային ցույց տվող) արժեքների: Հեղինակները համարում են, որ (P-R) մեթոդով բանկային ոլորտի մրցակցության գնահատման առավել արժանահավատ մոդել պետք է համարել չմասշտաբավորված հավասարումները՝

$$\ln II = \alpha + \sum_{i=1}^B \beta_i \ln W_i + \sum_{j=1}^K \gamma_j \ln CF_j + \varepsilon \quad (5)$$

$$\ln TR = \alpha + \sum_{i=1}^B \beta_i \ln W_i + \sum_{j=1}^K \gamma_j \ln CF_j + \varepsilon \quad (6)$$

Այսօր գրականության մեջ հավասարապես հանդիպում են և՛ մասշտաբավորված, և՛ չմասշտաբավորված մոդելներ: Երկու մոտեցումներն էլ կարելի է համարել արդարացված՝ նկատի ունենալով, որ հաճախ կարևորվում է ոչ թե  $H$  վիճակագրի մեծությունը, այլ փոփոխման միտումները:

### Տեղայնացումը ՀՀ բանկային համակարգում

Գիտական գրականության մեջ ձևավորվել է որոշակի մոտեցում գնային գործոնների ընտրության հարցում, ինչը չի կարելի ասել բանկային առանձնահատուկ գործոնների վերաբերյալ: Յուրաքանչյուր հետազոտող, ելնելով իր ուսումնասիրության դաշտից, ինքն է ընտրում այդ գործոնները: Մեր պարագայում դրանք ընտրվել են՝ համակցելով երկու պայման. առաջինը Հայաստանի բանկերի առավել էական առանձնահատկությունների ներառումն է, երկրորդը՝ մուլտիկոլիներության երևույթից խուսափելը:

ՀՀ բանկային համակարգում Փանգար-Ռոսի մեթոդով մրցակցության գնահատման համար մենք ընտրել ենք հետևյալ ռեգրեսորները.

$f$  - բանկի ֆոնդավորման գինը: Ֆոնդավորումը բանկի կողմից ռեսուրսների ներգրավումն է՝ իր հիմնական գործունեությունն ապահովելու համար: Ֆոնդավորման աղբյուր կարող են լինել ավանդային, հաշվարկային և ընթացիկ հաշիվների միջոցները, միջբանկային վարկերը և այլն: ՀՀ բանկերում ֆոնդավորումը հիմնականում կատարվում է հաճախորդներից ներգրավված միջոցների հաշվին: Սովորաբար, իբրև ֆոնդավորման գին օգտագործվում է տոկոսային ծախսերի հարաբերությունը ներգրավված միջոցներին, ինչը կիրառել ենք նաև մեր ուսումնասիրության ընթացքում:

<sup>5</sup> Տե՛ս **Bikker J., Shaffer S., Spierdijk L.**, Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs and Equilibrium, նշվ. հրատ., էջ 1025 –1044:

w - աշխատանքի գինը (աշխատակազմի տեսակարար ծախսերը): Աշխատակազմին առնչվող ծախսերը ներառում են աշխատանքի դիմաց վճարումները, պարգևատրումները, սոցիալական բնույթի վճարումները, ուսուցման, առողջության պահպանման և այլ ծախսեր: Քանի որ անհնարին է բոլոր բանկերում հաշվի առնել վերը նշված վճարումները, ապա, սովորաբար, այս մեծությունը մոտարկում են անձնակազմի գծով ծախսերի և ընդհանուր ակտիվների հարաբերությամբ:

k\_fa - հիմնական կապիտալի գինը: Իբրև այս մեծության մոտարկում հաճախ վերցվում է (բացի տոկոսային և աշխատակազմի գծով ծախսերից) այլ ծախսերի հարաբերությունը ֆիքսված ակտիվներին: Այդ ծախսերը ներառում են ֆիզիկական կապիտալի, տեղեկատվական տեխնոլոգիաների, հարկերի, գովազդի և մնացած բոլոր ոչ տոկոսային ծախսերը՝ բացառությամբ աշխատանքի ծախսերի:

Ins\_ta - բնակչությանը և ոչ ֆինանսական ոլորտին հատկացված վարկերի (loans) հարաբերությունը ընդհանուր ակտիվներին (TA) ներկայացնում է վարկային ռիսկը: Որքան մեծ է այս հարաբերության մեծությունը, այնքան բարձր է վարկային ռիսկը:

oi\_ii - բանկի այլ եկամուտների (other income) հարաբերությունը տոկոսային եկամտին: Այս գործոնն արտացոլում է բանկի՝ ֆինանսական համակարգին միասնացման աստիճանը (ոչ բանկային գործառնությունների ծավալը, գործունեությունը արտարժույթային և ֆոնդային շուկաներում և այլն):

eq\_ta - բանկի սեփական կապիտալի (equity) հարաբերությունը ընդհանուր ակտիվներին: Արտացոլում է բանկի ընդունած ռիսկի ընդհանուր մակարդակը (ֆինանսական լծակի էֆեկտը՝ leverage):

onea\_ta - այլ ոչ եկամտաբեր ակտիվների (other non-earning assets) հարաբերությունը ընդհանուր ակտիվներին: Բնութագրում է ակտիվների կառուցվածքը՝ արտացոլելով ոչ եկամտաբեր ակտիվների մասը ընդհանուրի մեջ:

dps\_f - ժամկետային դեպոզիտների (ավանդ) մասնաբաժինը ընդհանուր դեպոզիտների և հաշիվների մեջ: Բնութագրում է բանկի տոկոսային եկամտի աճման ներուժը. որքան փոքր է հաշիվների մասնաբաժինը և, համապատասխանաբար, մեծ է դեպոզիտների մասնաբաժինը, այնքան բանկը մեծ հնարավորություն ունի ընդլայնելու վարկային փաթեթը:

Մեր տվյալների բազան ներառում է 2004-2012 թթ. ՀՀ բոլոր առևտրային բանկերի վերը բերված ցուցանիշները՝ ըստ եռամսյակային ժամանակահատվածի: Դրանք վերցված են ՀՀ կենտրոնական բանկի, ինչպես նաև առևտրային բանկերի հրապարակումներից: Մեզ հասանելի է 718 դիտարկում 21 բանկերի վերաբերյալ:

Տվյալները դասավորված են պանելի տեսքով (panel data), որն ընդգրկում է 21 խումբ: Դիտարկումները կախված են երկու փոփոխականից՝ տարածական և ժամանակային:

Պանելային տվյալների դեպքում սովորաբար կիրառվում են ռեգրեսիայի երեք հիմնական մոդելներ<sup>6</sup>.

ա) Պանելային տվյալների միացյալ մոդելը (Pooled)՝ փոքրագույն քառակուսիների մեթոդի (OLS) օգտագործմամբ: Սա ռեգրեսիայի պարզագույն մեթոդներից մեկն է և, ըստ էության, հաշվի չի առնում տվյալների պանելային

<sup>6</sup> Տե՛ս **Baltagi B.**, *Econometric Analysis of Panel Data* // John Wiley&Sons, 1995:

կառուցվածքը: Մոդելի կիրառման շրջանակը զգալիորեն ընդլայնվում է dumom փոփոխականների ներգրավմամբ:

բ) Ֆիքսված էֆեկտներով պանելային տվյալների մոդելը (Fixed effect model - Fe): Հաշվի է առնում օբյեկտների (բանկերի) ոչ չափելի (չհաշվարկվող) անհատական առանձնահատկությունները (օրինակ՝ կառավարման որակը), որոնք կոչվում են էֆեկտներ: Այս մոդելում էֆեկտները դիտվում են իբրև խանգարիչ հանգամանք, և էմպիրիկ գնահատումը միտված է համահարթելու դրանք:

գ) Պատահական էֆեկտներով պանելային տվյալների մոդել (Random effect model - Re): Ենթադրվում է, որ անհատական առանձնահատկություններն ունեն պատահական բնույթ և չեն կոռելացվում ռեգրեսորների հետ:

Աղյուսակ 1

Փոփոխականների վիճակագրական նկարագրությունը 2004-2012 թթ.

	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Median
<i>lnI</i>	680	13.58999	1.102444	9.53836	15.86226	13.65331
<i>lnTI</i>	680	13.90669	1.051033	10.49408	15.94024	14.0187
<i>ln(w)</i>	680	-5.054742	0.4487673	-6.29834	-3.16679	-5.095275
<i>ln(k_fa)</i>	680	-1.999214	0.6520889	-4.12887	-0.11509	-2.01121
<i>ln(f)</i>	680	-4.502547	0.5933004	-7.55681	-3.50912	-4.34715
<i>ln<sub>1</sub>(lns_ta)</i>	680	-0.7273177	0.3992242	-3.69231	-0.21257	-0.642065
<i>ln(eq_ta)</i>	680	-1.467309	0.4766082	-2.65324	-0.1627	-1.5589
<i>oi_ii</i>	680	0.3930771	0.2642757	-0.0286391	2.807502	0.3312542
<i>ln(dps_f)</i>	680	-0.6950013	0.4855866	-3.34484	0	-0.573495
<i>ln(onea_ta)</i>	680	-1.4498	0.4475656	-4.812828	-4.4098875	-1.427812

ՀՀ բանկային ոլորտում մրցակցության վերաբերյալ մեզ հայտնի առաջին հետազոտությունն Ա. Մկրտչյանի աշխատանքն է<sup>7</sup>, որը բավական հաճախ վկայակոչվում է միջազգային գիտական գրականության մեջ: Աշխատանքում Փանգար-Ռոսի մեթոդով գնահատված է մրցակցության մակարդակը ՀՀ բանկային ոլորտում 1998-2003 թթ.: Մկրտչյանն այս ժամանակահատվածը բաժանել է երկու փուլի՝ 1998-2001 թթ. և 2001-2003 թթ., գնահատել է մրցակցության մակարդակն ըստ (4) հավասարման (աղյուսակ 2):

Աղյուսակ 2 \*

	1998-2001	2001-2003	1998-2003
H ( <i>II/TA</i> )	0.72	0.50	0.69
H ( <i>TR/TA</i> )	0.65	0.32	0.63

Այս արդյունքների համաձայն՝ նշված ժամանակահատվածում ՀՀ բանկային համակարգում տիրել է մոնոպոլիստիկ մրցակցություն, ինչը նշանա-

<sup>7</sup> Տե՛ս **Mkrchyan A.**, The evolution of competition in banking in a transition economy: an application of the Panzar-Rosse model to Armenia. European Journal of Comparative Economics 2, 2005, էջ 67-82:

\* Կազմել է հեղինակը՝ ըստ Ա. Մկրտչյանի աշխատանքի:

կում է՝ մուտքի փոքր խոչընդոտներով և զգալի թվով մասնակիցներով ոլորտում բանկերը, թողարկելով տարբերակված արտադրանք, մրցել են միմյանց հետ թողարկման ծավալների համար, իսկ մրցակցային առավելության հասնելու գլխավոր կռվանը եղել է ոչ գնային մրցակցությունը:

Արտասահմանցի հետազոտողները, ի շարս այլ երկրների, անդրադարձել են նաև ՀՀ բանկային ոլորտի մրցակցության հարցին 1996-2006 թթ. ժամանակահատվածում: Այդ ուսումնասիրությունների արդյունքները ներկայացված են մասշտաբավորված մոդելների միջոցով ՀՀ բանկային համակարգում մրցակցության գնահատմանը (P-R) նվիրված մեր աշխատանքում<sup>8</sup>: Ստացված արդյունքներն ամփոփված են աղյուսակ 3-ում:

Աղյուսակ 3<sup>9</sup>

	2004-2008	2009-2012	2004-2012
H <sup>T</sup>	0.199	0.230	0.258
H <sup>I</sup>	0.192	0.229	0.239

Մեզ հայտնի չէ որևէ այլ աշխատանք ՀՀ բանկային ոլորտի մրցակցության գնահատման վերաբերյալ 2004-2012 թթ. ժամանակահատվածում կամ դրա որևէ ենթահատվածում:

**Էմպիրիկ գնահատման արդյունքները**

Այսպիսով՝ ներկա աշխատանքում էմպիրիկ գնահատվում է հետևյալ հավասարումը՝

$$\ln R_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln f_{it} + \beta_2 \ln w_{it} + \beta_3 \ln(\bar{k}_{it} f_{it}) + \gamma_1 \ln(\ln s_{it}) + \gamma_2 (\sigma_{it}) + \gamma_3 \ln(eq_{it}) + \gamma_4 \ln(eps_{it}) + \gamma_5 \ln(once_{it}) + \sum D_t + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

որտեղ՝ i-ն բանկի համարն է՝ i=1, 2, ..., 21, իսկ t-ն՝ դիտարկման պահը: Քանի որ տվյալները եռամսյակային են և ընդգրկում են 2004 թ. 1-ին եռամսյակից մինչև 2012 թ. 4-րդ եռամսյակը, ապա t=1, 2, ..., 36: D<sub>t</sub>-ն ժամանակային (ըստ տարիների) բինար փոփոխականների (dummy) մատրիցն է, իսկ ε<sub>it</sub>-ն՝ ռեգրեսիայի սխալները:

Ինչպես արդեն ասվեց՝ (7) հատուկացման մեջ R-ի դերում մենք օգտագործելու ենք TI կամ II փոփոխականներից որևէ մեկը:

Մեր հետազոտության մեջ պանելային տվյալների հիման վրա կառուցվել է զծային ռեգրեսիա Pooled, Fixed effects և Random effects մոդելներով, ինչի արդյունքում գտնվել է մրցակցության մակարդակի ցուցիչ H վիճակագիրը: Ժամանակակից չափորոշիչներին համապատասխան՝ կատարվել է ռեգրեսիաների համալիր դիագնոստիկա<sup>10</sup>, ինչը հաստատել է էմպիրիկ գնահատումների բարձր որակը: Տնտեսաչափական (էկոնոմետրիկ) թեստերի մի-

<sup>8</sup> Տե՛ս Ն. Մուրադյան, Մրցակցության մակարդակի գնահատումը ՀՀ բանկային համակարգում, «Ֆինանսներ և էկոնոմիկա», 2013/12:

<sup>9</sup> Տե՛ս նույն տեղը:

<sup>10</sup> Տե՛ս Ն. Մուրադյան, Ռեգրեսիայի դիագնոստիկան ՀՀ բանկային համակարգում մրցակցության մակարդակի որոշման խնդրում, «Հայաստանի ճարտարագիտական ակադեմիայի լրագրեր», 2013 (4):

ջոցով հաստատված է, որ խնդրի լուծման համար գերադասելի է Fixed effects մոդելը:

Էմպիրիկ գնահատման արդյունքներից մի նմուշ ամփոփված է աղյուսակ 4-ում: Դատելով R-sq (within) = 0,8832 և F վիճակագրի  $F(9,650) = 303,93$  արժեքներից՝ մոդելը բավականաչափ որակյալ է: Գնահատականներն ազատ են ոչ համասեռության, ինչպես նաև հատուկացման սխալների շեղումներից:

Աղյուսակ 4

*H վիճակագրի գնահատումը 2004-2012 թթ. (քաղվածք Stata 9.2-ից)*

Fixed-effects (within) regression				Number of obs	=	680
Group variable (i): bank				Number of groups	=	21
R-sq:	within	=	0.8832	Obs per group: min	=	20
	between	=	0.5706	avg	=	32.4
	overall	=	0.6752	max	=	36
corr(u_i, Xb) = 0.1966				F(9,650)	=	303.93
				Prob> F	=	0.0000
ti	Coef.	Std. Err.	t	P >  t	P>z [95% Conf. Interval]	
f	0.225975	0.044358	5.09	0.000	0.1388709	0.313079
w	-0.1447545	0.0402764	-3.59	0.000	-0.2238436	-0.0656653
k_fa	0.045379	0.0218354	2.08	0.038	0.0025017	0.0882562
oi_ii	0.5085806	0.051425	9.89	0.000	0.4075993	0.6095618
eq_ta	-0.6440749	0.042342	-15.21	0.000	-0.7272202	-0.5609296
lns_ta	0.6423135	0.0474516	13.54	0.000	0.5491348	0.7354923
dps_f	-0.1922382	0.0396064	-4.85	0.000	-0.2700118	-0.1144646
onea_ta	-0.150068	0.0293516	-5.11	0.000	-0.2077046	-0.0924315
d2005	0.2517905	0.045689	5.51	0.000	0.1620728	0.3415082
d2006	0.4528367	0.0452106	10.02	0.000	0.3640584	0.5416149
d2007	0.6872839	0.0455096	15.10	0.000	0.5979186	0.7766493
d2008	0.8840147	0.0483092	18.30	0.000	0.7891519	0.9788775
d2009	1.134086	0.0488492	23.22	0.000	1.038163	1.230009
d2010	1.296468	0.0501688	25.84	0.000	1.197953	1.394982
d2011	1.432641	0.0509973	28.09	0.000	1.3325	1.532783
d2012	1.540898	0.0525356	29.33	0.000	1.437736	1.64406
_cons	12.35006	0.2697971	45.78	0.000	11.82027	12.87985
sigma_u	0.5730839					
sigma_e	0.2481066					
rho	0.84215456 (fraction of variance due to u_i)					
F test that all u_i=0:				F(20, 643) =	97.55	Prob> F = 0.0000

Ինչպես տեսնում ենք, բոլոր գործոնները նշանակալի են 1% նշանակալիության մակարդակով ( $k\_fa$ -ն՝ 5%-ով): Ուշադրություն դարձնենք, որ

նշանակալի են նաև բոլոր dummy փոփոխականները, որոնց գործակիցները նկարագրում են ժամանակային ազդեցության փոփոխությունը բանկային եկամտի ձևավորման վրա: Աղյուսակ 4-ից, ըստ (3) բանաձևի, H վիճակագիրը հաշվվում է հետևյալ ալգորիթմով՝

$$H=0,225975-0,1447545+ 0,045379 = 0,1265999 \approx 0,127:$$

Ներկա հետազոտության մեջ, աղյուսակ 4-ի օրինակով, H վիճակագրի արժեքները գնահատված են տարբեր ժամանակահատվածների և հատուկացումների դեպքում (ընդամենը 16 ռեգրեսիա): Արդյունքներն ամփոփված են աղյուսակ 5-ում:

Աղյուսակ 5

**H վիճակագրի շարքը**

ժամանակահատված	Ցուցանիշ	FE		RE		
		TI	II	TI	II	
2004-2008 թթ.	H	0.091	0.078	0.109	0.098	
	H=0 p-value	0.49	0.60	0.44	0.53	չի մերժվում
2009-2012 թթ.	H	0.293	0.294	0.270	0.271	
	H=0 p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	մերժվում է
2010-2012 թթ.	H	0.319	0.328	0.294	0.302	
	H=0 p-value	0.000	0.000	0.001	0.001	մերժվում է
2004-2012 թթ.	H	0.127	0.106	0.116	0.095	
	H=0 p-value	0.052	0.106	0.074	0.143	չի մերժվում

Նկատենք, որ H վիճակագրի հաշվարկմանը զուգընթաց, յուրաքանչյուր դեպքում ստուգվել է նաև H=0 վարկածը: Ըստ աղյուսակի՝ 2004-2008 թթ., ինչպես նաև ընդհանուր ժամանակահատվածում այդ վարկածը չի մերժվում:

Յուրաքանչյուր ժամանակահատվածի համար H վիճակագրի բոլոր չորս արժեքները բավականաչափ մոտ են միմյանց, ինչը վկայում է գնահատման հուսալիության բարձր աստիճանի մասին:

**Ռեգրեսիայի գործակիցների մեկնաբանությունը**

Ռեգրեսիայի գործակիցները բանկային համակարգի ֆինանսական իրավիճակի վերաբերյալ մեծ տեղեկատվություն են պարունակում: Կարծում ենք՝ հատկապես հետաքրքրություն է ներկայացնում տարբեր ժամանակահատվածների համեմատական վերլուծությունը: Աղյուսակ 6-ում զետեղված են ընդհանուր եկամտի առաձգականություններն ըստ ներդրանքների գների և բանկային առանձնահատուկ գործոնների:

Ակնհայտ է, որ 2004-2008 թթ. ժամանակահատվածում բոլոր չորս տարբերակներում  $k_{fa}$  գնային գործոնը նշանակալի չէ: Այսինքն՝ հիմնական կապիտալի գինը (բացի տոկոսային և աշխատավարձի ծախսերից, այլ ծախսերի հարաբերությունը ֆիքսված ակտիվներին) << բանկերի հասույթի ձևավորման վրա վիճակագրական իմաստով չի ունեցել որևէ ազդեցություն: Սակայն 2009-2012 թթ. չորս մոդելներում էլ այն դառնում է նշանակալի (1% նշանակալիության մակարդակով): Այս գործոնի ազդեցությունն ընդհանուր եկամտի վրա թեև դրական է, սակայն՝ ոչ այնքան ուժեղ: 1% աճին համապատ-

տասխանում է TI-ի ընդամենը 0,1% աճ: Գործոնի նշանակալի դառնալն, ըստ երևույթին, պայմանավորված է վերջին տարիներին բանկային համակարգում նոր տեխնոլոգիաների, օրինակ՝ բանկոմատների և այլնի ներդրմամբ:

Աղյուսակ 6

*Ռեգրեսիայի գործակիցների շարժը*

	2004-2008	2009-2012	2010-2012
<b>f</b>	0.215	0.182	0.156
<b>w</b>	-0.124	ոչ նշանակալի	ոչ նշանակալի
<b>k_fa</b>	ոչ նշանակալի	0.111	0.163
<b>oi_ii</b>	0.434	0.232	0.342
<b>eq_ta</b>	-0.590	-0.454	-0.499
<b>lns_ta</b>	0.563	0.364	0.334
<b>dps_f</b>	-0.206	ոչ նշանակալի	ոչ նշանակալի
<b>onea_ta</b>	-0.132	-0.122	-0.104

k\_fa գնային գործոնին հակառակ, W աշխատանքի գինը նշանակալի է (5% նշանակալիության մակարդակով) 2004-2008 թթ. և ոչ նշանակալի՝ 2009-2012 թթ. ժամանակահատվածում: Փաստորեն, վերջին տարիներին ՀՀ բանկերի հասույթի ձևավորման վրա աշխատակազմի տեսակարար ծախսերը, վիճակագրական առումով, որևէ ազդեցություն չունեն: Նկատենք նաև, որ 2004-2008 թթ. այս գործոնն ունեցել է բացասական ազդեցություն բանկերի եկամտի վրա:

Մյուս գնային գործոնը՝ ֆոնդավորման գինը, նշանակալի է բոլոր մոդելներում՝ 1% նշանակալիության մակարդակով: Այս փոփոխականի գործակիցը դրական է, ինչը նշանակում է, որ դրա աճին զուգընթաց աճում են նաև ընդհանուր և տոկոսային եկամուտները, ընդ որում՝ ֆոնդավորման գինը զգալի ազդեցություն ունի բանկային հասույթի ձևավորման վրա: Հատկանշական է, որ այս գործոնի ազդեցությունն արտահայտվում է ընդգծված նվազման միտումով:

Բավական հակասական, բայց նաև բացատրելի է oi\_ii (բանկի այլ եկամուտների հարաբերությունը տոկոսային եկամտին) փոփոխականի վարքը: Այս փոփոխականը դրական կոռելյացիայի մեջ է բանկի ընդհանուր եկամտի, բացասական կոռելյացիայի մեջ՝ տոկոսային եկամտի հետ, ընդ որում, երկու դեպքում էլ դրա ազդեցությունը զգալի է: Սակայն այս փոփոխականի գործակիցը չի կարող մեկնաբանվել իբրև առաձգականություն, որովհետև oi\_ii-ը, ի տարբերություն մյուս փոփոխականների, (7) հավասարման մեջ մասնակցում է առանց լոգարիթմի, ինչն, իհարկե, ունի իր պատճառները<sup>11</sup>:

Ինչպես և սպասվում էր, բանկի եկամուտների ձևավորման վրա մեծ ազդեցություն ունի lns\_ta փոփոխականը (բնակչությանը և ոչ ֆինանսական ոլորտին հատկացված վարկերի հարաբերությունը ընդհանուր ակտիվներին): Այս փոփոխականի 1% աճը 2004-2008 թթ. հանգեցրել է եկամտի մոտ

<sup>11</sup> Տե՛ս **Pawlowska M.**, Competition in the Polish banking market prior to the recent crisis - empirical results obtained with the use of three different models for the period 1997-2007, Bank i Kredyt, n. 5, 2011:

0.56% աճի: Առյուսակ 6-ից երևում է, որ վարկերի՝ իբրև եկամուտ ձևավորող գործոնի դերը ՀՀ բանկային համակարգում ունի հստակ արտահայտված նվազման միտում:

ՀՀ բանկերի եկամուտների վրա ուժեղ ազդեցություն ունի *eq\_ta* փոփոխականը (բանկի սեփական կապիտալի հարաբերությունը ընդհանուր ակտիվներին): Այս փոփոխականի 1% աճը եկամուտը պակասեցնում է գրեթե 0,5%-ով: *eq\_ta* փոփոխականի բացասական գործակիցը կդառնա հասկանալի, եթե հիշենք, որ արտացոլում է բանկի ընդունած ռիսկի ընդհանուր մակարդակը: Ըստ 63 երկրների կատարված մի հետազոտության 29 երկրների դեպքում այս գործոնն ունի բացասական, իսկ 8 երկրների դեպքում՝ դրական գործակից, մյուսների դեպքում պարզապես նշանակալի չէ<sup>12</sup>:

Ռեգրեսիաներից երևում է, որ *dps\_f* փոփոխականը (ժամկետային դեպոզիտների մասնաբաժինը ընդհանուր դեպոզիտների և հաշիվների մեջ) նշանակալի է (1% նշանակալիության մակարդակով) 2004-2009 թթ., սակայն նշանակալի չէ 2009-2012 թթ. ժամանակահատվածում: Քանի որ *dps\_f*-ի գործակիցը բոլոր մոդելներում բացասական է, ապա այս գործոնը 2004-2009 թթ. գտնվել է բացասական կոռելյացիայի մեջ բանկերի թե՛ ընդհանուր և թե՛ տոկոսային եկամտի հետ: Փաստորեն, 2004-2008 թթ. ժամկետային դեպոզիտների աճը նույնիսկ հանգեցրել է բանկերի եկամտի թեթևակի նվազման: Հավանաբար, այստեղ բացասական դեր են կատարել ժամկետային դեպոզիտների ներգրավման և սպասարկման ծախսերը: Նվազման միտումը, վիճակագրական առումով, դարձել է ոչ նշանակալի 2009-2012 թթ.: Այսինքն՝ ՀՀ բանկերի եկամտի ձևավորման վրա ժամկետային դեպոզիտների տեսակարար կշիռը, միջին հաշվով, չունի որևէ ազդեցություն: Առաջին հայացքից վստահություն չներշնչող այս եզրակացությունը, պարզվում է, ճշմարիտ է բազմաթիվ երկրների պարագայում: Վերը նշված հետազոտության տվյալների համաձայն՝ 63 երկրներից ընդամենը 25-ում է այս գործոնը նշանակալի, ընդ որում, բանկի եկամուտների վրա ունի դրական ազդեցություն 15 և բացասական ազդեցություն՝ 10 երկրների դեպքում:

*onea\_ta* (այլ ոչ եկամտաբեր ակտիվների հարաբերությունը ընդհանուր ակտիվներին) փոփոխականը նշանակալի է բոլոր տարբերակներում և ժամանակահատվածներում: Ինչպես և պետք էր սպասել, այս փոփոխականը գտնվում է բացասական կոռելյացիայի մեջ եկամտային փոփոխականների հետ և որոշակի ազդեցություն ունի բանկային եկամտի ձևավորման վրա:

### Հավասարակշռության թեստը

Փանգար-Ռոսի դասական մեթոդում ենթադրվում է, որ բանկային համակարգը գտնվում է երկարատև հավասարակշռության մեջ: Սակայն պետք է նշել, որ հավասարակշռության դերակատարումը (P-R) մոդելում այնքան էլ հստակ չէ: Հաշվի առնելով մոդելի ներքին տրամաբանությունը, ըստ երևույթին, հավասարակշռությունը պետք է դիտել իբրև ցնցումների բացակայությունն արտացոլող իրավիճակ<sup>13</sup>: Մասնավորապես, նման ցնցումների շարքը պետք է դասել այն դեպքերը, երբ համակարգ է մտնում (կամ դուրս է գալիս)

<sup>12</sup> St'u **Bikker J., Shaffer S., Spierdijk L.**, Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs and Equilibrium, նշվ. հրատ., էջ 1025 –1044:

<sup>13</sup> St'u **Buchs T. and Mathisen J.**, Competition and Efficiency in Banking: Behavioral Evidence from Ghana, IMF Working Paper, 2005:

որևէ խոշոր բանկ: Բանկային ոլորտի հավասարակշռությունը ստուգվում է Շաֆերի թեստով<sup>14</sup>, համաձայն որի (2) հավասարման ձախ մասում գրված կախյալ փոփոխականը փոխարինվում է  $\ln(1 + ROA)$  արտահայտությամբ, որտեղ ROA-ն բանկի եկամտաբերությունն է՝ ըստ ակտիվների (Return On Assets): Այսպիսով՝ (2) հավասարմանը զուգահեռ գնահատվում է նաև հետևյալ հավասարումը.

$$\ln(1 + ROA) = \alpha_i + \beta_1 \ln f_{it} + \beta_2 \ln w_{it} + \beta_3 \ln(k_{fa})_{it} + \gamma_1 \ln(ins_{ta})_{it} + \gamma_2 \ln(gl_{it})_{it} + \gamma_3 \ln(eq_{ta})_{it} + \gamma_4 \ln(dps_{f})_{it} + \gamma_5 \ln(onsa_{ta})_{it} + \delta \ln TA_{it} + uD_t + \varepsilon_{it}, \quad (9)$$

որի արդյունքում կազմվում է հետևյալ վիճակագիրը.

$$H^{ROA} = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3$$

Եթե  $H^{ROA} = 0$ , ապա բանկը գործում է երկարատև հավասարակշռության միջավայրում, իսկ եթե  $H^{ROA} < 0$ , ապա չկա երկարատև հավասարակշռություն: Այս թեստի հիմքում այն փաստարկն է, որ ազատ մուտքով համասեռ ֆիրմաների մրցակցային դաշտում հավասարակշռության հետևանքով շուկայական ուժերը աստիճանաբար հավասարեցնում են ROA-ն ֆիրմաների միջև, այնպես որ ակտիվների եկամտաբերությունն այլևս կախված չի լինում ներդրանքների գներից:

Ապացուցված է<sup>15</sup>, որ  $H^{ROA} < 0$  մոնոպոլիայի, օլիգոպոլիայի կամ կարճատև մրցակցային հավասարակշռության դեպքում, անկախ այն բանից՝ հասույթի հավասարումը մասշտաբավորված է, թե ոչ:

Սա նշանակում է, որ  $H^{ROA}$  վիճակագիրը նշված դեպքերում կարող է ծառայել իբրև մրցակցության գնահատման ինքնուրույն թեստ և  $H$  վիճակագրին զուգահեռ կիրառման պարագայում գնահատման հավաստիությունը բարձրացնել որակական նոր աստիճանի:

«Ք բանկային համակարգի համար  $H^{ROA}$  վիճակագրի՝ մեր ստացած արժեքները ներկայացված են աղյուսակ 7-ում:

Աղյուսակ 7

$H^{ROA}$  վիճակագիրը «Ք բանկային համակարգի համար

		FE	RE	
2004-2008	$H^{ROA}$	-0.013	-0.027	
	$H^{ROA} = 0$ p-value	0.005	0.000	մերժվում է
2009-2012	$H^{ROA}$	-0.011	-0.012	
	$H^{ROA} = 0$ p-value	0.393	0.079	չի մերժվում
2004-2012	$H^{ROA}$	-0.022	-0.023	
	$H^{ROA} = 0$ p-value	0.002	0.000	մերժվում է

<sup>14</sup> Տե՛ս **Shaffer S.**, A nonstructural test for competition in financial markets. Federal Reserve Bank of Chicago, Proceedings of a Conference on Bank Structure and Competition, 1982, էջ 225–243:

<sup>15</sup> Տե՛ս **Bikker J., Shaffer S., Spierdijk L.**, Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs and Equilibrium, նշվ. հրատ., էջ 1025 –1044:

Այսպիսով՝ գնահատման բոլոր տարբերակները ցույց են տալիս, որ 2004-2012 թթ. ՀՀ բանկային համակարգում մրցակցության մակարդակը ցածր է եղել. H վիճակագրի միջին արժեքն ընդամենը 0,111 է (աղյուսակ 5): Համեմատման համար նշենք, որ մասշտաբավորված մոդելների դեպքում նույնպես այդ ցուցանիշը մեծ չէր՝  $H=0,249$ : Ֆիշերի և Վալդի թեստերով ստուգվել է  $H=0$  վարկածը, ըստ որի՝ նշանակալի հավանականությամբ H վիճակագիրը կարող է լինել զրո: Հաշվի առնելով նաև  $H^{ROA} < 0$  արդյունքը (աղյուսակ 7)՝ կարելի է եզրակացնել, որ 2004-2012 թթ. ՀՀ բանկային համակարգում գերակշռել են օլիգոպոլիստական մրցակցության տարրերը:

Օլիգոպոլիստական մրցակցությունն էլ ավելի համոզիչ է 2004-2008 թթ. համար: Այս ժամանակահատվածում H վիճակագրի միջին արժեքն ընդամենը 0,094 է (աղյուսակ 5), ընդ որում, ինչպես ցույց է տալիս  $H=0$  վարկածի p-value արժեքը, H վիճակագրի զրո լինելու հավանականությունը բավականաչափ մեծ է:

Պատկերը փոխվում է 2009-2012 թթ. ընթացքում, երբ H վիճակագրի միջին արժեքը 0,282 է: Ինչպես երևում է աղյուսակ 7-ից,  $H^{ROA} = 0$  վարկածը չի մերժվում, ինչը նշանակում է, որ տվյալ ժամանակահատվածում ՀՀ բանկային համակարգում տիրել է երկարատև հավասարակշռություն: Այս դեպքում համոզիչ կերպով մերժվում է նաև  $H=0$  վարկածը: Այս փաստերի և Փանգար-Ռոսի տեսության չափորոշիչների համադրությունը վկայում է, որ նշված ժամանակահատվածում ՀՀ բանկային համակարգում գերակշռել են մոնոպոլիստիկ մրցակցության տարրերը:

Ընդհանուր առմամբ, երկու՝ Fe և Re մոդելներն էլ ցույց են տալիս, որ մրցակցության արդյունավետությունը ՀՀ բանկային համակարգում փոքր է, իսկ դրա շարժը ժամանակի ընթացքում մեծ չէ: Այնուամենայնիվ, նկատենք, որ մրցակցության մակարդակն ունի աճման միտում (աղյուսակ 5):

Քանի որ արդյունավետության խթանման գլխավոր միջոցը մրցակցության սրացումն է, ապա, կարծում ենք, պատկան մարմինները պետք է մեծ ուշադրություն դարձնեն բանկային ոլորտում մրցակցային միջավայրի ստեղծմանը և զարգացմանը:

**НАРЕК МУРАДЯН**

Аспирант кафедры „Экономико-математических методов” АГЭУ

*Оценка конкуренции в банковском секторе РА модифицированной моделью Панзара-Росса.*- Для определения уровня конкуренции в банковском секторе Республики Армения, эмпирически оцениваются общий или процентный доход банка, при условии, что в качестве регрессора не участвуют общие активы (переменная масштаба). Полученные значения H статистики показывают, что конкуренция в банковском секторе РА слабая и имеет слабую тенденцию к усилению.

**NAREK MURADYAN**

Post-graduate at the Chair of  
„Mathematical Methods in Economics” at ASUE

*The Estimation of Competition in the Banking Sector of the RA with the Panzar-Ross Modified Model.*- In order to determine the level of competition in the banking sector of the RA the total or interest income of a bank is empirically estimated, when a regressor of total assets is not involved (unscaled estimation). The resulting values of H statistics show that the competition in the banking sector of the RA is weak and has a weak tendency to increase.