

Secția I. BUSINESS ȘI ADMINISTRARE

APLICABILITATEA ABORDĂRILOR NESTRUCTURALE ÎN DETERMINAREA NATURII RELAȚIILOR DE PIAȚĂ ÎN SECTORUL BANCAR MOLDOVENESC

Aliona Croitoru, lector univ., dr., ASEM,
Chișinău, Republica Moldova, alionacroitoru@gmail.com

Abstract. The aim of this study is to estimate the level of competition in the Moldavian banking sector in 2006-2010 (before, during and after the financial crisis) with the use of quantitative methods based on the theory of competition measurement in the banking sector (the Industrial Organization Approach to Banking). In this study one model has been used for the evaluation of competition, based on the non-structural approach, namely, the Panzar-Rosse model (P-R). Concentration in the Moldavian banking industry was analyzed by using several methods, and namely: the method of cumulative market share (CMS), the design of a banking market map (BMM), concentration indices (k bank concentration ratios (CR3, 5, 10) and the Herfindahl-Hirschman indices (HHI)). Empirical analysis shows that the degree of competition in the Moldavian banking market in the period 2006-2010 followed a slight upward trend. Econometrical Results demonstrated also a slight decrease in competition in 2008-2009, caused by the financial crisis. This result is confirmed also by the Panzar and Rosse model (P-R). It might also mean that the increase of foreign participation stimulated competitive pressures. Furthermore, the presence of foreign capital was positively correlated with concentration indices.

Key words: nonstructural approach; competition; concentration; efficiency; Panzar and Rosse model; market structure; reference market; banking sector; banking behavior; intermediation; banking performance; banking market map (BMM); cumulative market share (CMS); Herfindahl-Hirschman indices (HHI); Return on Assets (ROA) etc.

JEL Classification: F36, G2, G21, G34, L1

Introducere

Natura relațiilor de piață, condiționate de activitatea firmelor în cadrul acesteia, constituie un factor important care determină nivelul de concurență și competitivitate. Concurența, la rândul ei, este o determinantă primară a competitivității și, de aceea, între structura unei piețe, comportamentul firmelor pe o piață și performanțele acestora sunt stabilite, adeseori, diverse raporturi de reciprocitate. În sectorul bancar, concurența poate fi analizată, la general, prin măsurarea forței de piață și a eficienței activității băncilor. În literatura de specialitate, pot fi diferențiate două direcții importante de analiză a concurenței, care sunt, în aceeași măsură, aplicabile și băncilor, și anume:

I. Abordarea structurală – prin care se conține, în mod convențional, existența unei legături strânse între structura pieței și comportamentul firmelor pe aceasta, iar ca teorii dominante, care stau la baza abordărilor structurale ce vizează majoritatea studiilor asupra competiției în diverse sisteme bancare contemporane, considerăm, în principal, Paradigma S-C-P și Ipoteza Eficienței (Efficiency Hypothesis) validată, pentru prima dată, de E. Mason (1939), care a sugerat ideea că mărimea cotei de piață este importantă în determinarea nivelului de producție și politica de prețuri aplicată de firme. [3] Deci, Paradigma S-C-P și Ipoteza Eficienței rezidă în stabilirea interconexiunii între structura pieței bancare, comportamentul băncilor comerciale și performanțele obținute, demonstrând, pe această bază, mecanismul regulator al implicațiilor manageriale în dirijarea organizațiilor bancare către succes. [4]

II. Abordarea nestructurală – presupune lipsa unei corelări directe între nivelul concentrării firmelor pe o piață dată și competiția dintre acestea și constituie, în fond, o dovadă a existenței unor deficiențe teoretice și empirice cu privire la universalitatea aplicabilității modelelor structurale (Hempell, 2002), prin urmare, considerându-se că comportamentul competitiv pe piață nu poate fi explicat nemijlocit prin structura pieței (modelul Itawa-Itawa Model, 1974; Modelul Bresnahan, 1982; Modelul Lau, 1982 și Modelul Panzar and Rosse, 1987). [2, 4, 5]

În ceea ce privește estimarea nivelului de concentrare și a poziției băncilor în sector, în funcție de puterea de piață, menționăm existența unei multitudini de metode și modele, însă deosebit de oportune în contextul unei piețe bancare, considerăm: evaluarea poziției instituției bancare în baza Cotei Cumulative de

Piață (CCP); întocmirea Hărții Pieței Întreprinderilor Bancare (HPIB) sau calcularea Indicelui Herfindahl-Hirschman (HHI).

În același timp, posibilitățile de aplicare a abordărilor structurale și a celor nestructurale în stabilirea naturii legăturii existente între infrastructura pieței bancare naționale și performanțele actuale ale băncilor comerciale moldovenești, în vederea estimării efectelor relațiilor de piață asupra competitivității băncilor autohtone, sunt încă slab cercetate. Astfel, la realizarea studiului de față, o utilitate aparte au oferit analizele consacrate pieței, eficienței și competitivității băncilor din alte sisteme bancare, care au fost incluse în caietele de lucru ale FMI, OECD, Băncii Mondiale și ale experților din cadrul unor bănci centrale din Europa Centrală și de Est, prioritate acordându-se celor care s-au caracterizat prin tangențe vizibile cu sistemul bancar moldovenesc, în ceea ce privește următoarele aspecte: condițiile specifice și premisele asemănătoare de apariție și dezvoltare a piețelor bancare; dimensiunea și capacitatea de absorbție redusă a pieței; condițiile limitate de extindere a activității băncilor native pe piețele de referință; nivelul relativ jos de bancarizare al țării ș.a. [6, 7, 8].

Aplicabilitatea metodelor de evaluare a nivelului de concentrare în sectorul bancar. În ceea ce privește metodele de evaluare a nivelului de concentrare în sectorul bancar, de o relevanță mai importantă, considerăm: CCP, HPIB și HHI.

CCP este un indicator care măsoară distanța între diferite categorii de firme situate pe o piață dată, de referință, în funcție de puterea de piață pe care o exercită. Spre exemplu, în sistemul bancar național, pot fi delimitate patru categorii de instituții bancare după volumul de active bilanțiere pe care le posedă, și anume: bănci foarte mari, mari, mijlocii și mici. Astfel, fiecărei categorii de bănci îi este specific un număr corespunzător de instituții. Deci, CCP este indicatorul prin care se va măsura suma cotelor individuale de piață a instituțiilor care se înscriu într-o categorie dată de bănci, iar diferențele absolute între CCP pe fiecare categorie de bănci va constitui distanța între puterea de piață dintre acestea la nivel de sector bancar național. În baza CCP, poate fi elaborată și HPIB care este, de fapt, o reprezentare grafică a poziționării băncilor în sistem. Cu referire la valoarea HHI, aceasta se determină în baza sumei pătratelor cotelor de piață, în cazul dat, a tuturor băncilor din sistem. Valoarea Indicelui Herfindahl-Hirschmann poate varia între 0 și 10.000. Cu cât valoarea HHI este mai mare, cu atât piața este mai concentrată. În cazul monopolului (concentrația este maximă), indicele valorând 10.000, iar în cazul unei piețe concurențiale, cu un număr infinit de participanți (situația ideală), indicele se apropie de zero.

Menționăm că Comisia pentru Competiție a Uniunii Europene folosește următoarele intervale pentru a analiza gradul de concentrare al unei piețe, și anume: 1) $IHH < 1.000$ – piață puțin concentrată; 2) $1.000 < IHH < 1.800$ – piață moderat concentrată; 3) $IHH > 1.800$ – piață foarte concentrată, în acest caz, fiind necesară o intervenție din partea autorităților responsabile.

Cât privește aplicabilitatea abordărilor nestructurale în domeniul bancar, acestea derivă dintr-un model general al relațiilor de piață de tipul oligopolului lui Cournot (referindu-ne la maximizarea profitului prin oligopoluri colusive, sau de *tip Cournot*), care determină outputul de echilibru și numărul optimal de bănci, în vederea maximizării profitului, atât la nivel de bancă, cât și la nivel de industrie bancară. Astfel, un model de referință, în vederea identificării naturii structurii pieței (oligopol, competiție monopolistică sau competiție perfectă), poate fi considerat modelul Panzar and Rosse (P-R), care prevede, în acest sens, o măsură numită H-statistic. Unele studii, bazate pe Modelul P-R, au demonstrat că suma elasticității venitului total din dobânzi, cu respectarea modificărilor costurilor bancare (bank's input prices), admite existența interferențelor în comportamentul competitiv al băncilor, această metodologie implicând mai multe ipoteze, de exemplu, aceea că băncile acționează exclusiv ca intermediari financiari, sau că prețul mai mare al factorilor de producție nu se regăsesc în servicii de o calitate mai înaltă, care să genereze venituri mai mari și, în final, fiind dată volatilitatea sporită a mediului economic de afaceri, s-a impus condiția de a face observații asupra băncilor în condiții de echilibru pe termen lung. [1]

Importanța problemei abordate constă în faptul că, până la moment, literatura de specialitate asupra competitivității bancare nu este concludentă în enumerarea tuturor factorilor de condiționare a profitabilității în sistemul bancar și nu este indicată o formulă clară, prin care să se determine măsura în care fiecare dintre acești factori ar putea influența performanțele din activitatea acestor instituții. Nici chiar definiția propriu-zisă a competiției, reflectată în studiile empirice referitoare la piața bancară a SUA, nu poate explica într-o manieră universal valabilă toate mecanismele de creare a competitivității, întrucât, prin acest termen, se estimează, de obicei, cererea clienților care cumpără de la bănci doar produsele și serviciile pe care acestea sunt capabile să le presteze, adică, în funcție de oferta propriu-zisă a băncilor. Prin urmare, în timp ce serviciile bazate pe o informatizare intensivă, la nivel de bancă, prezintă interes deosebit în

interiorul țării, alte servicii, precum cele de investiție, cărți de credit, pot fi solicitate și în afara ei. Identificarea competiției este și mai problematică având în vedere prezența instituțiilor financiare nebancale și a companiilor de asigurări, care oferă produse similare celor bancare. Influența acestora poate fi semnificativă, în contextul, în care, depozitele reprezintă o cotă importantă a resurselor atrase de bănci. Îmbinarea sucursalelor băncilor străine (care nu au un capital propriu) cu băncile comerciale autohtone complică, de asemenea, măsurarea performanței în baza capitalului bancar. [3, p. 14]

Deci, scopul axial al acestui studiu vizează formularea mecanismelor de determinare a naturii relațiilor de piață bancară, în context național, și modul în care acestea influențează asupra performanțelor băncilor din sistem, având la bord principiile abordărilor nestructurale în baza Modelului P-R.

Conținutul

În realizarea diferitelor calcule metodologice cu privire la gradul de concentrare al unei piețe, un indicator util de instrumentare, precum s-a menționat mai sus, este CCP. Referindu-ne la CCP în baza valorii patrimoniului bilanțier, din datele raportate de bănci, s-a putut determina că, la situația din 31 decembrie 2011, în sector, predomină o concentrare masivă a puterii de piață în băncile foarte mari și mari (tabelul 1).

Tabelul 1

Criterii ale concentrării băncilor autohtone în baza activelor de bilanț, 2006-2011

Indicele de concentrare	Gradul de concentrare pe categorii de bănci și pe ani						
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
1. HHI Indices	1237,247	1129,746	1108,188	1050,235	1151,052	1180,854	1195,415
2. CCP a primelor 3 instituții (%)	51,83	47,50	45,75	44,14	47,38	49,04	50,36
3. CCP a primelor 6 instituții (%)	77,11	73,35	71,91	72,25	75,93	76,04	76,76
4. CCP a primelor 10 instituții (%)	92,57	91,17	91,83	91,62	95,07	93,00	93,43

Sursa: elaborat de autor în baza datelor BNM

Putem menționa, de asemenea, că, în sectorul bancar al Republicii Moldova, în perioada 2005-2008, s-a produs o reducere a nivelului de concentrare, în baza activelor de bilanț înregistrate, atât pentru primele 3 bănci din sistem, cât și pentru primele 6 și, respectiv, 10 bănci; în anii următori, această concentrare, fiind în creștere și revenind până la valorile anilor care au precedat criza. Totodată, începutul anului 2012 a relevat o nouă creștere a puterii de concentrare a băncilor, exprimată prin indicele de concentrare al pieței – IHH.

Conceperea, de către autor, a unui model nou de determinare a poziției competitive a băncilor pe piață în baza CCP a permis formularea conceptului de Hartă a Pieței Întreprinderilor.

În domeniul bancar, Harta Pieței Întreprinderilor Bancare (HPIB) permite determinarea locului ocupat de fiecare bancă în categoriile de bănci din sistem, precum și monitorizarea modificării acestor poziții în timp, în funcție de capacitatea concurențială a instituțiilor analizate, figura 1.

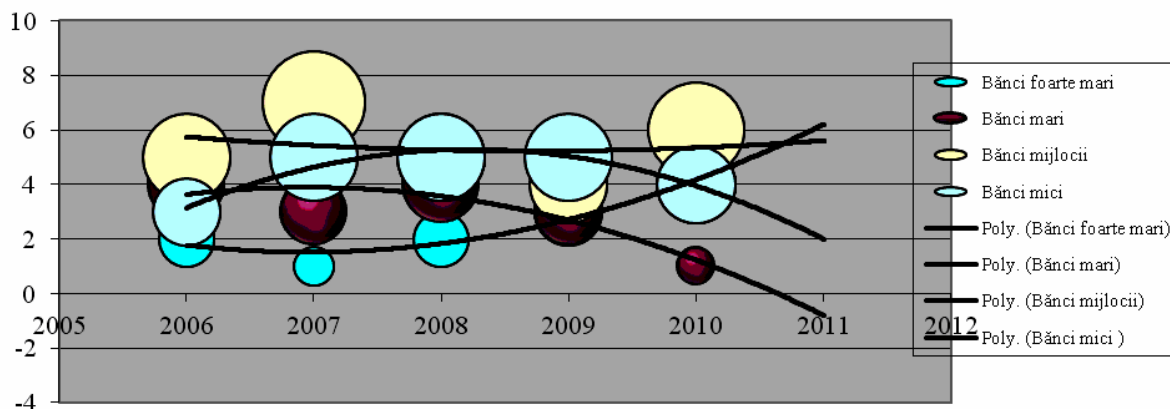


Figura 1. HPIB din Republica Moldova

Sursa: elaborată de autor

Deși există o serie de cercetări ample în acest domeniu, o părere unanimă denotă că știința managementului competitivității este una relativ tânără și îngust dezvoltată, de aceea, prezența unui model definitiv de apreciere a competitivității integrale a unei firme sau bănci, în literatură, nu există, în acest sens. Absența unei metode universale de măsurare a performanței adaugă un plus de stres managerilor, care sunt judecați adesea după un mecanism pe care nu-l cunosc sau nu îl înțeleg în totalitate. Astfel, în vederea determinării naturii relațiilor de piață bancară, în cazul dat, a sectorului bancar național, și a modului în care acestea influențează asupra performanțelor băncilor din sistem, s-a recurs la aplicarea calculelor econometrice în baza abordărilor nestructurale axate pe Modelul P-R.

Calculule econometrice au fost estimate prin intermediul datelor obținute în activitatea băncilor comerciale din sistemul bancar național ($i = \overline{1, 15}$), având la bază optica de abordare în baza clasificării acestora în patru categorii, în funcție de activele bilanțiere înregistrate la sfârșit de perioadă gestionară, în intervalul de timp 2006-2010 ($t = \overline{2006, 2010}$). Funcțiile estimative ale modelului au fost deduse pornindu-se de la specificul sistemului bancar național, îndeosebi: dimensiunea mică a pieței bancare autohtone; nivelul redus de bancarizare al populației; nivelul ridicat al eficienței așteptate și, respectiv, ipoteza că imperfecțiunile pieței financiare conduc, deseori, la o concentrare locală mult mai importantă, decât cota de piață, la nivel regional.

Prin determinarea unor parametri relevanți în vederea aplicabilității corespunzătoare a modelului P-R la condițiile de funcționalitate ale mediului de activitate bancară din Republica Moldova, între anii 2006-2010, a fost constituit un sistem de calcule preliminare, din care a reieșit dependența care s-a stabilit între rezultatele activității bancare, care poate fi exprimată prin rata venitului față de activele totale, și factorii de costuri, descrisă de funcția:

$$IR = f(w_1, w_p, w_k, oth) + u$$

În baza modelului linear, interdependența stabilită a fost reprezentată prin relația:

$$IR = C(1)*WL + C(2)*WP + C(3)*WK + C(4)*OTH + C(5)$$

$$IR = 0.0162034703801*WL + 0.120765649654*WP + 0.0164370693537*WK +$$

$$+ 0.00579400075806*OTH + 24.6894253691$$

Astfel, în urma estimării parametrilor modelului, precum și validarea modelului prin intermediul procesorului/pachetului econometric Eviews, aceștia au putut fi prezentați, precum urmează:

Tabelul 2

Estimarea parametrilor de validare ai modelului linear al funcției IR

Dependent Variable: IR; Method: Panel Least Squares; Sample: 2006 2010; Periods included: 5; Cross-sections included: 4; Total panel (balanced) observations: 20				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WL	0.016203	0.214469	0.075551	0.9408
WP	0.120766	0.206142	0.585837	0.5667
WK	0.016437	0.091871	0.178915	0.8604
OTH	0.005794	0.271850	0.021313	0.9833
C	24.68943	14.27000	1.730163	0.1041
R-squared	0.026306	Mean dependent var		30.65660
Adjusted R-squared	-0.233346	S.D. dependent var		10.18446
S.E. of regression	11.31047	Akaike info criterion		7.901652
Sum squared resid	1918.900	Schwarz criterion		8.150585
Log likelihood	-74.01652	Hannan-Quinn criter.		7.950247
F-statistic	0.101311	Durbin-Watson stat		2.800373
Prob(F-statistic)	0.980325			

Sursa: elaborat de autor

Astfel, ținând cont de valorile insuficiente ale parametrilor de validare, modelul respectiv nu a putut fi considerat drept unul validat. De aceea, specificarea unui model nelinear cu o fixare a efectelor pe secțiuni a contribuit la îmbunătățirea rezultatelor ajustării, și anume:

$$\begin{aligned} \text{LOG(IR)} &= C(1)*\text{LOG(WL)} + C(2)*\text{LOG(WP)} + C(3)*\text{LOG(WK)} + C(4)*\text{OTH} + C(5) + [CX=F] \\ \text{LOG(IR)} &= 0.143928946668*\text{LOG(WL)} + 0.0861090971482*\text{LOG(WP)} - \\ &\quad - 0.169356644268*\text{LOG(WK)} + 0.00734199236816*\text{OTH} + 3.15155789767 + [CX=F] \end{aligned}$$

În urma acestei evaluări, a fost posibilă însumarea parametrilor de regresie valabili pentru variabilele factoriale alese, și anume:

$$H = \sum_1^3 a_j = 0.06$$

Din această relație, se poate deduce că suma parametrilor de regresie are valoarea 0.06, ceea ce reprezintă o valoare apropiată de zero, sau faptul că băncile din Republica Moldova se situează în faza unei competiții monopoliste.

Aceste calcule au fost determinate din următoarea reprezentare, tabelul 3:

Tabelul 3

Estimarea parametrilor de validare ai modelului nelinear al funcției IR

Dependent Variable: LOG(IR); Method: Panel EGLS (Cross-section weights); Sample: 2006 2010; Periods included: 5; Cross-sections included: 4; Total panel (balanced) observations: 20; Linear estimation after one-step weighting matrix				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WL)	0.143929	0.228868	0.628874	0.5412
LOG(WP)	0.086109	0.173805	0.495436	0.6292
LOG(WK)	-0.169357	0.405670	-0.417474	0.6837
OTH	0.007342	0.009631	0.762362	0.4606
C	3.151558	2.015426	1.563718	0.1439
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.233954	Mean dependent var		3.829454
Adjusted R-squared	-0.212906	S.D. dependent var		1.405052
S.E. of regression	0.456060	Sum squared resid		2.495885
F-statistic	0.523552	Durbin-Watson stat		2.757584
Prob(F-statistic)	0.800837			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.062372	Mean dependent var		3.355926
Sum squared resid	2.870015	Durbin-Watson stat		2.779605

Sursa: elaborat de autor

Realizarea testului de echilibru, *testul Wald*, a permis acceptarea ipotezei nule privind egalitatea sumei celor trei parametri cu zero tabelul 4.

Tabelul 4

Valorile estimative ale testului Wald (1)

Wald Test:			
Equation: EQ02			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.017005	(1, 12)	0.8984
Chi-square	0.017005	1	0.8962
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1) + C(2) + C(3)	0.060681	0.465342	
Restrictions are linear in coefficients.			

Sursa: elaborat de autor

Deci, procedura de substituire a variabilei dependente IR cu indicatorul rentabilității activelor (ROA) a condus, de asemenea, la o perfecționare a modelului, reprezentat de ecuația de regresie:

$$ROA = C(1)*LOG(WL) + C(2)*LOG(WP) + C(3)*LOG(WK) + C(4)*OTH + C(5) + [CX=F]$$

$$ROA = -10.321972937*LOG(WL) + 7.04411966994*LOG(WP) - 9.56826398314*LOG(WK) - 0.296436071886*OTH + 89.9991311023 + [CX=F]$$

În urma acestei evaluări, a fost posibilă însumarea parametrilor prin relația dată:

$$H = \sum_1^3 a_j = -12.85$$

Deci, rezultatul H-statistic a luat valoarea -12.85, fapt care ne sugerează că natura relațiilor de piață, în sistemul bancar național, se apropie de situația unui **Monopol sau oligopol colusiv perfect**. Valorile parametrilor estimativi ai modelului au fost dați de rezultatele cuprinse în tabelul 5.

Tabelul 5

Estimarea parametrilor de validare ai modelului nelinear prin substituirea IR prin ROA

Dependent Variable: ROA; Method: Panel EGLS (Cross-section weights); Sample: 2006 2010; Periods included: 5; Cross-sections included: 4; Total panel (balanced) observations: 20;

Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WL)	-10.32197	11.95489	-0.863410	0.4048
LOG(WP)	7.044120	5.919232	1.190039	0.2570
LOG(WK)	-9.568264	17.31773	-0.552513	0.5907
OTH	-0.296436	0.377866	-0.784501	0.4480
C	89.99913	79.86323	1.126916	0.2818
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.581450	Mean dependent var	32.77942	
Adjusted R-squared	0.337296	S.D. dependent var	31.11816	
S.E. of regression	18.90697	Sum squared resid	4289.683	
F-statistic	2.381487	Durbin-Watson stat	1.542956	
Prob(F-statistic)	0.089353			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.346107	Mean dependent var	24.12070	
Sum squared resid	4801.483	Durbin-Watson stat	1.579778	

Sursa: elaborat de autor

În acest sens, influența celor patru categorii de bănci menționate, existente în sectorul bancar național, asupra formării situației de monopol sau oligopol colusiv perfect, cât și a indicatorilor de rezultate prezentate este dată de figura 2:

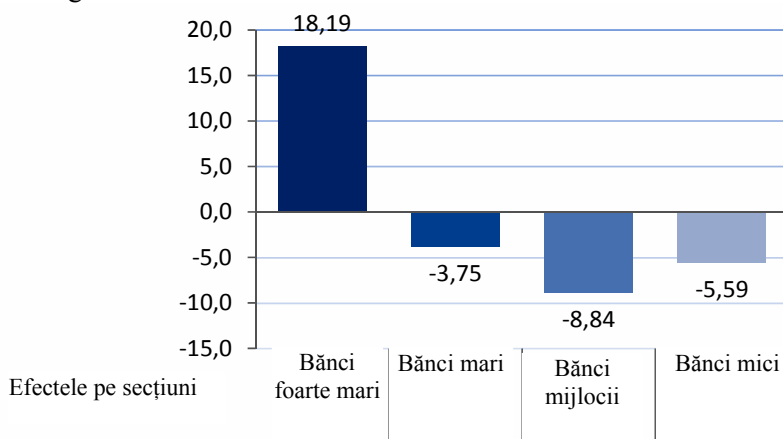


Figura 2. Influența categoriilor de bănci asupra naturii relațiilor de piață (monopol, oligopol colusiv perfect) în sectorul bancar autohton

Sursa: elaborată de autor

Prin urmare, cea mai mare influență asupra formării situației de monopol au avut-o băncile foarte mari, la celălalt pol plasându-se băncile mijlocii. În urma prelucrării datelor după modelul linear următor, parametrii specificați au demonstrat o intercorelare foarte bună, dată de relațiile:

$$ROA = C(1)*WL + C(2)*WP + C(3)*WK + C(4)*OTH + C(5) + [CX=F]$$

$$ROA = -0.45022458967*WL + 0.437259098467*WP - 0.0535495321652*WK - 0.230896369698*OTH + 38.7939629941 + [CX=F]$$

Tabelul 6

Valorile parametrilor specificați de intercorelare a variabilelor rezultative în formarea ROA

Dependent Variable: ROA; Method: Panel EGLS (Cross-section weights); Sample: 2006 2010; Periods included: 5; Cross-sections included: 4; Total panel (balanced) observations: 20; Linear estimation after one-step weighting matrix				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
WL	-0.450225	0.396740	-1.134811	0.2786
WP	0.437259	0.277410	1.576221	0.1410
WK	-0.053550	0.143840	-0.372285	0.7162
OTH	-0.230896	0.350148	-0.659424	0.5221
C	38.79396	19.68358	1.970880	0.0722
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.643511	Mean dependent var		35.90853
Adjusted R-squared	0.435559	S.D. dependent var		36.05161
S.E. of regression	18.01627	Sum squared resid		3895.033
F-statistic	3.094517	Durbin-Watson stat		1.652763
Prob(F-statistic)	0.041436			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.409454	Mean dependent var		24.12070
Sum squared resid	4336.327	Durbin-Watson stat		1.613483

Sursa: elaborat de autor

În acest caz:

$$H = \sum_1^3 a_j = -0.07$$

Tabelul 7

Valorile estimative ale testului Wald (2)

Wald Test:			
Equation: EQ1			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	0.184402	(1, 7)	0.6805
Chi-square	0.184402	1	0.6676
Null Hypothesis Summary:			
Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.	
C(1) + C(2) + C(3)	-0.371093	0.864171	
Restrictions are linear in coefficients.			

Sursa: elaborat de autor

De asemenea, separarea datelor pe două subperioade (până la criză și după) a permis scoaterea în evidență a caracterului competiției în sectorul bancar național, în contextul turbulențelor de natură economică și financiară de afaceri. Modelul de regresie pentru subperioada 2006-2008 a fost caracterizat prin valoarea unui H-statistic negativ. Astfel, valoarea lui H-statistic a constituit:

$$H = \sum_1^3 a_j = -0.85$$

Prin urmare, în perioada post-criză economică și financiară internațională, valoarea lui H-statistic a constituit:

$$H = \sum_1^3 a_j = 0.62$$

Acești indicatori au fost dați de rezultatele specificate în tabelul 8 și tabelul 9:

Tabelul 8

Valorile parametrilor modelului rezultativ dat de perioada 2006-2008 (anterioară crizei)

Dependent Variable: LOG(IR)				
Method: Panel EGLS (Cross-section weights)				
Sample: 2006 2008				
Periods included: 3				
Cross-sections included: 4				
Total panel (balanced) observations: 12				
Linear estimation after one-step weighting matrix				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WL)	0.080704	0.482665	0.167204	0.8753
LOG(WP)	0.045449	0.251776	0.180514	0.8655
LOG(WK)	-0.972635	0.644153	-1.509943	0.2056
OTH	-0.001641	0.007201	-0.227943	0.8309
C	7.487162	3.492259	2.143931	0.0987
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.531481	Mean dependent var	5.691008	
Adjusted R-squared	-0.288428	S.D. dependent var	4.483863	
S.E. of regression	0.548012	Sum squared resid	1.201267	
F-statistic	0.648219	Durbin-Watson stat	2.289104	
Prob(F-statistic)	0.711078			
Unweighted Statistics				
R-squared	0.110352	Mean dependent var	3.313996	
Sum squared resid	1.767541	Durbin-Watson stat	2.336515	

Sursa: elaborat de autor

Similar modelului de regresie dat, pentru subperioada 2008-2010, rezultatele au fost date precum este demonstrat în tabelul 9.

Tabelul 9

Valorile parametrilor modelului rezultativ dat de perioada 2008-2010 (perioada postcriză)

Dependent Variable: LOG(IR); Method: Panel EGLS (Cross-section weights); Sample: 2008 2010;				
Periods included: 3; Cross-sections included: 4; Total panel (balanced) observations: 12;				
Linear estimation after one-step weighting matrix				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WL)	0.092016	0.175069	0.525599	0.6270
LOG(WP)	0.265866	0.275983	0.963343	0.3899
LOG(WK)	0.262575	0.472705	0.555473	0.6082
OTH	-0.002393	0.016818	-0.142289	0.8937
C	1.055798	2.483225	0.425172	0.6926
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Weighted Statistics				
R-squared	0.669941	Mean dependent var	5.976563	
Adjusted R-squared	0.092337	S.D. dependent var	5.382519	
S.E. of regression	0.427893	Sum squared resid	0.732368	

F-statistic	1.159861	Durbin-Watson stat	3.200870
Prob(F-statistic)	0.469585		
	Unweighted Statistics		
R-squared	0.460327	Mean dependent var	3.371824
Sum squared resid	1.047989	Durbin-Watson stat	3.388944

Sursa: elaborat de autor

O analiză secvențială, după cele patru categorii de bănci, a generat următoarele valori ale ipotezei *H-statistic*, tabelul 10:

Tabelul 10

Valorile lui H-statistic pentru băncile din RM

	Bănci foarte mari	Bănci mari	Bănci mijlocii	Bănci mici
2006-2010	1,55	51,23	0,23	-79,61

Sursa: elaborat de autor

Concluzii

Din analiza realizată asupra concurenței și concentrării existente în sectorul bancar național, pot fi delimitate o serie de concluzii, între care, un caracter mai relevant au următoarele:

1. Piața bancară națională este o piață specifică, dat fiind numărul mic de bănci operante la nivel de sector (14); dinamicitatea și sensibilitatea sporită a băncilor la efectele acestor schimbări; gradul înalt de concentrare pe categorii de instituții bancare și partajarea puterii de piață bine definită a băncilor etc.

2. Cercetările în domeniul relațiilor de piață bancară, la nivel național, sunt puține, tangențiale și nu reflectă o problemă vastă cu care se confruntă astăzi instituțiile bancare în ceea ce privește schimbarea caracterului concurenței și a naturii relațiilor de piață în cadrul acesteia. În cazul determinării situației de oligopol colusiv perfect prezentă în Republica Moldova, dată de rezultatele aplicabilității econometrice a modelului P-R, băncile moldovenești ar putea impune bariere artificiale de pătrundere pe piață, impunând reguli de joc necompetitive și induce prin aceasta un nivel de concentrare periculos pentru buna desfășurare a relațiilor concurențiale în cadrul pieței bancare naționale. Aceste rezultate au fost confirmate și de indicii înalți de concentrare în cadrul pieței bancare moldovenești (CCP pe categorii de bănci, distanța mare între bănci dată de reprezentarea HPIB, precum și a IHH).

3. Lipsa unor măsuri din partea BNM sau a unei instituții special create pentru monitorizarea relațiilor de piață bancară, la nivel național, ar putea distorsiona puternic în viitor concurența în sectorul bancar autohton și, determina, pe această bază, creșterea influenței băncilor foarte mari și mari în detrimentul participanților mici și mijlocii.

4. Ținând cont de importanța temei date de investigație științifică, atât la nivel micro- și mezoeconomic, cât și la cel macroeconomic, aspectele cercetate asupra naturii relațiilor de piață bancară națională sunt necesar a fi monitorizate în permanență, întrucât acestea reflectă capacitatea pieței, caracterul și perspectivele de dezvoltare ale acesteia în viitor.

Bibliografie:

1. BIKKER, J.A., BOS, J.W. *Trends in competition and profitability in the banking industry: a basic framework*. 88 p. <http://suerf.org/download/studies/study20052.pdf> (ultima vizită: 10.03.2012).
2. CHERCHYE, L. ș.a. *Testable implications for the Bresnahan-Lau model of market competition*. April, 2010, 7 p. <https://lirias.kuleuven.be/bitstream/123456789/266900/1/DPS1011.pdf> (ultima vizită: 01.05.2013).
3. CHURCH, J., WARE, R. *Industrial Organization: A Strategic Approach*. January, 2000. 960 p. http://works.bepress.com/cgi/viewcontent.cgi?article=1022&context=jeffrey_church (ultima vizită: 01.05.2013).
4. CROITORU, A., HÎRBU, E. *Evaluarea performanțelor competitive ale băncilor comerciale moldovenești pe baza paradigmei S-C-P și a ipotezei eficienței*. În: *Analele Academiei de Studii Economice a Moldovei*, Ed. a XI-a, ASEM, Chișinău, 2013, pag. 298-310.
5. HEMPELL, H.S. *Testing for Competition Among German Banks*. Deutsche Bundesbank, Research Centre. Discussion Paper Series 1: Economic Studies, 2002, 60 p.

- http://www.bundesbank.de/Redaktion/EN/Downloads/Publications/Discussion_Paper_1/2002/2002_02_21_dkp_04.pdf?__blob=publicationFile (ultima vizită: 11.01.2012).
6. PAWŁOWSKA, Małgorzata. *Competition of the Polish Banking Sector – the Empirical Results*. 26 p. Economic Institute, National Bank of Poland. Preluat de pe: <http://www.seminar.wne.uw.edu.pl/uploads/Main/Malgorzata%20Pawlowska%20NBP.pdf>, ultima vizualizare: 18.01.2013
 7. PAWŁOWSKA, Małgorzata. *Competition on the Polish Banking Market (before the financial crisis and during the crisis) – Empirical Results*. 24 p. Economic Institute, National Bank of Poland. Preluat de pe: <http://www.suerf.org/download/collmay11/papers/2pawlowska.pdf>, ultima vizualizare: 18.01.2013.
 8. PAWŁOWSKA, M. *Competition, concentration and new technologies in the Polish banking industry*. 22 p. <http://cejsh.icm.edu.pl/cejsh/cgi-bin/getdoc.cgi?10PLAAAA085929>, ultima vizită: 18.01.2013.
 9. Polius, T., Wendell, S. *Banking Efficiency in the Eastern Caribbean Currency Union: An Examination of the Structure-Conduct-Performance Paradigm and the Efficiency Hypothesis*. http://www.ccmf-uwi.org/files/publications/misc/tracy_polius/ECCB_polius_samuels.pdf (ultima vizită: 13.01.2012).