A romániai általános biztosítási piac szerkezete és a verseny foka

MAJOR ORSOLYA-EVELYN[1] – KOVÁCS ILDIKÓ[2]

A piac szerkezetének és a verseny intenzitásának megismerése segíti a biztosítási piac szereplőinek tájékozódását a piacon, ugyanakkor szerepet játszik a piac hatékonysága érdekében a piacszabályozásban. Mivel Romániában még nem született a piac szerkezetére és a verseny fokának mérésére vonatkozó tanulmány, ezen dolgozat célja megvizsgálni a 2003–2009-es időintervallumban a romániai általános biztosítási piac szerkezetét és a verseny jellegét, mind strukturális, mind nem strukturális megközelítésben. A strukturális megközelítésen belül a koncentrációs ráta és a Herfindahl–Hirschman-index kerül kiszámításra, a nem strukturális megközelítésen belül a piacszerkezetet vizsgáló Panzar–Rosse-modell van felépítve. Mindkét megközelítés alapján arra a következtetésre jutunk, hogy a romániai biztosítási piacot monopolisztikus verseny jellemzi.

Kulcsszavak: biztosítási piac, piacszerkezetek, koncentrációs ráta, Herfindahl–Hirschman-index, Panzar–Rosse-modell

JEL kód: C23, D43, G22.

Bevezető

A pénzügyi szektoron belül a biztosítási szektor (kockázatkezelési és közvetítői funkciója által) fontos szerepet tölt be bármely piacgazdaság hatékony működésében, hiszen támogatja a beruházásokat, jelentős komponense a szociális biztosításoknak, ugyanakkor hozzájárul a gazdasági jólét kialakulásához is. A biztosítási tevékenységet egy magas fokú információs aszimmetria jellemzi, mely piaci kudarcnak számít, éppen ezért a megfelelő szabályozások kialakítása érdekében szükséges ismerni a piac jellemzőit, a piacon levő verseny intenzitását.

A romániai biztosítási piac struktúrájára és a piacot jellemző verseny jellegére vonatkozóan a szerzők nem találtak korábban tanul-

[1] Babeş–Bolyai Tudományegyetem, Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar, harmadéves pénzügy-bank szakos hallgató.

[2] Babeş–Bolyai Tudományegyetem, Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar, doktorandusz.

mányt. Romániában a két biztosítási szegmens (általános- és életbiztosítás) közül az általános biztosítások képezik a piac legnagyobb részét mind a biztosítási díjak[3], mind a biztosítótársaságok száma[4] szerint, ezért a tanulmány az általános biztosítási szegmens struktúráját és verseny intenzitását vizsgálja egy strukturális és egy nem strukturális megközelítés alapján. A strukturális megközelítéshez az SCP (struktúra – magatartás – teljesítmény) hipotézist, a nem strukturális megközelítéshez a Panzar–Rosse-modellt használtuk.

A piacszerkezetek jellemzői

Némi leegyszerűsítéssel élve, az egyszereplős piacok említésekor *monopólium*ról, „néhány" szereplős piacok esetén *oligopólium*ról (azon belül a kétszereplős piacok esetén *duopólium*ról), a sokszereplős piacok esetében pedig *versenypiac*ról beszélhetünk. A piaci szerkezetek vizsgálatakor fontos megkülönböztetnünk egymástól a *homogén* termékekkel, illetve az úgynevezett *differenciált* termékekkel jellemezhető piacok eseteit is.

Az 1. táblázat az alapvető piaci szerkezetek jellemzőit foglalja össze:

A termék jellege szerint megfigyelhető a tiszta, ill. a differenciált oligopólium, a versenypiacokon belül pedig a tiszta verseny- és a differenciált termékkel rendelkező monopolisztikus versenypiac. A monopólium, oligopólium (duopólium) és a monopolisztikus verseny együttesen a tökéletlen versenyt (imperfect competition) alkotják.

A klasszikus piacszerkezetek kritikájaként Baumol, W. et al. (1982) tanulmányában megfogalmazta az ún. *megtámadható piacok elméleté*t.[5] A „megtámadható piac" elnevezés alatt olyan piacokat értünk, amelyre a szabad belépés és a kilépés költségmentes, ami miatt a piacon lévő vállalatok mindig ki vannak téve a belépők fenyegetésének. Az elmélet szerint az oligopóliumok, sőt a monopóliumok is a tökéletes versenyhez hasonló módon viselkednek, ha megtámadható piacon működnek, hi-

[3] 2009-ben a 8,8 milliárd lejes összes díjbevétel több mint 72%-a az általános biztosítási tevékenységből származott.

[4] 2009-ben a 45 biztosítótársaság közül csupán 12 foglalkozott életbiztosítási tevékenységgel.

[5] Ang. contestable markets.

1. táblázat. Az alapvető output-piaci szerkezetek

A modell	Tiszta monopólium	Oligopólium		Versenypiac	
		tiszta oligopólium	differenciált oligopólium	monopolisztikus verseny	tiszta verseny
résztvevőinek száma	egy	kevés	kevés	sok	sok
termékének jellege	homogén	homogén	differenciált	differenciált	homogén
	Tökéletlen verseny				Tökéletes verseny

Forrás: Kopányi M. (1999): Mikroökonómia, Műszaki kiadó, Budapest, 316.

szen a megtámadás veszélye visszatartja őket a monopolista ármeghatározás gyakorlatától. A belépés szabadsága azt jelenti, hogy a belépő nincs hátrányban a már működő vállalatokkal szemben. A kilépés költségmentessége pedig arra utal, hogy a véglegesen elveszett költségek nagysága elhanyagolható. Amennyiben egy vállalkozás valamennyi termelési tényezője veszteség nélkül eladható vagy újra felhasználható, akkor a kilépés gyakorlatilag költségek nélkül megvalósítható.

Ha tehát a magas árak miatt extra profitra van kilátás, akkor a versenytársak megjelenése törvényszerűen bekövetkezik. Ezért a már piacon lévő, esetleg monopolhelyzetben lévő vállalatok az árakat és a kibocsátást olyan szinten tartják, ami normál profitot eredményez, így végső soron nincs piactorzító hatásuk. Ha viszont magas a piacra lépés vagy kilépés (elsüllyedt költség) költsége, akkor érvényesül a piacon lévők monopol hatása.[6]

[6] Gombás, L.: *A térbeli adatok árpolitikája – a marketing alapú földhivatalok* II. rész, 2006. 4.

3. A piac szerkezetének és a verseny fokának mérési lehetőségei

3.1 Strukturális megközelítés

A *strukturális megközelítés* azon a feltevésen alapul, hogy a versenyt a piaci erőfölények megjelenésének gátolásával lehet megvédeni. A verseny és a piaci struktúra közötti feltételezett kapcsolatot a struktúra–magatartás–teljesítmény (SCP[7]) hipotézis fogalmazza meg. E hipotézis alapján a koncentrált piaci struktúra teret nyújt az összejátszó magatartásra, s ezáltal a koncentráció piaci erőfölénnyé alakul át, ami egyrészt oligopolisztikus jövedelmet biztosít a biztosító társaságoknak, másrészt pedig a jóléti költséggel terheli a biztosítási tranzakciókat. A román biztosítási piacon fennálló piacszerkezet vizsgálatára az SCP paradigma keretei belül a koncentrációelemzést alkalmaztuk.

A piaci koncentráció elemzésére felkínált mérőszámok közül a *koncentrációs arányszámot* (CR) és a *Herfindahl–Hirschman-indexet (HHI)* számoltuk ki.

A *koncentrációs arányszám* (CR) az „*m*" számú legnagyobb egységnek az értékösszegből való részesedését fejezi ki:

$$\text{CR} = \sum_{i=1}^{m} \frac{x_i}{s} \text{ ; határai: } \frac{m}{n} \leq CR \leq 1, \text{ ahol CR a koncentrációs ráta,}$$

m a vizsgálatba foglalt társaságok száma, x_i az i-edik vállalat árbevétele, S a teljes piac árbevétele. A CR maximális értékét akkor veszi fel, ha a kiemelt „*m*" számú egységhez tartozik az értékösszeg egésze, minimális értékét pedig „*m*" számú egység egyenletes számú megoszlása mellett mutatja.

A *Herfindahl–Hirschman-index* (HHI) a piacon létező összes vállalat árbevételét figyelembe veszi. Maximális értéke 10 000, ami a teljes koncentráció esetének felel meg. Adott *n* piaci résztvevő esetén minimális értéke (1/n), amit akkor vesz fel, ha minden egység részesedése egyenlő. A *Herfindahl–Hirschman-index* a következőképpen írható fel:

$$(3)\ HHI = \sum_{i=1}^{n} z_i^2 \text{ , ahol } z_i \text{ az i. cég piaci részesedése a vizsgált piacon,}$$

[7] Structure – Conduct – Performance.

vagyis a HHI egyenlő a vizsgált piac vállalatai százalékos piaci részesedéseinek négyzetösszegével.[8]

3.2 Nemstrukturális megközelítés

A verseny strukturális megközelítésének ellentmondásos eredményei miatt egyre inkább teret nyert a verseny *nemstrukturális megközelítése*, amely a társaságok magatartását a piacszerkezettől függetlenül vizsgálja. A verseny fokának mérésére a leggyakrabban használt magatartási modellek a monopolisztikus, oligopolisztikus és versenyző piacokat jellemző Panzar–Rosse-modellen alapulnak.[9] A módszer egy egyszerűsített jövedelem-egyenleten alapszik, ahol a magyarázandó változó a jövedelem, a magyarázó változó pedig a különböző termelési tényezőkhöz kapcsolható költségek. Az egyenlet felírása azon a hipotézisen alapszik, hogy a tényezőárak rugalmasságának összege (H statisztika) negatív lesz a monopolegyensúly esetében, kisebb mint egy a monopolisztikus verseny esetén, és egyenlő eggyel olyan vállalatoknál, amelyek tökéletes versenypiac terén tevékenykednek, ahol a társaságok árelfogadók.

A Panzar–Rosse-modell feltevése szerint tehát:

– ha $H<0$, akkor monopolegyensúly van a piacon, vagyis minden társaság függetlenül működik, mintha profitját monopolhelyzetben maximalizálná;

– ha $0<H<1$, akkor monopolisztikus verseny jellemzi a piacot;

– ha $H=1$, akkor tökéletes verseny van a piacon.

Később ezt a megközelítést más kutatók is alkalmazták a banki szektorra, mégpedig Shaffer (1982), Nathan és Naeve (1989) és Molyneux, L. W. és Thornton (1994). A biztosítási szektorra a Panzar–Rosse-modellt először viszont Gulumser, M., Tonkin, R. S. és Jüttner, D. J. (2002) tanulmánya alkalmazza. A dolgozatban használt modellt is az e tanulmány[10] által leírt módszertan alapján építettük fel.

[8] Kovács, N.: Biztosításverseny Magyarországon, 2006, 3–4.

[9] Várhegyi, É.: Bankverseny Magyarországon, Közgazdasági Szemle, L. évf., 2003, 1029–1030.

[10] A dolgozat az ausztráliai általános biztosítási piacra jellemző verseny helyzetét értékeli.

A biztosítások esetében a Panzar–Rosse-modell H-statisztikájának értéke az alábbi egyenletekből vezethető le:

$$\ln pi_i = \alpha + \beta_1 \ln nce_i + \beta_2 \ln ue_i + \beta_2 \ln gae_i + \beta_4 \ln tlc_i + \beta_5 \ln TA_i + e_i ,$$

ahol: – (pi) eszközarányos biztosítási díjak és kihelyezések;
– (nce) eszközarányos kártérítések;
– (ue) eszközarányos előjegyzési költségek vagy díjak;
– (gae) eszközarányos adminisztrációs költségek;
– (tlc) eszközarányos bérköltségek;
– (TA) összes eszköz.

A fenti jövedelem-egyenlet a biztosítási díjak és eszközök arányának kapcsolatát vizsgálja az eszközarányos tényezőárak és az összes eszköz segítségével.

Létezik ennek a modellnek egy második formája is:

$$\ln npi_i = \alpha + \beta_1 \ln nce_i + \beta_2 \ln ue_i + \beta_2 \ln gae_i + \beta_4 \ln tlc_i + \beta_5 \ln TA_i + e_i ,$$

ahol (npi) eszközarányos biztosítási díjak és kihelyezések összege, levonva a viszontbiztosításban átutalt díjakat.

Az összes eszköz független változóként került be az egyenletbe, azzal a céllal, hogy vizsgálni lehessen, ha a társaságok a kereskedelmi műveleteikből és portfólió-befektetéseikből megtakarításokban részesülhetnek. Ezen megközelítés alapul szolgál arra, hogy értékelni lehessen a társaságok jövedelemre való reagálását a tényezőárak változásakor. Az α és β együtthatók a független változók becsült együtthatói. Ezek összege (H statisztika) azt jelzi, hogy a biztosítótársaságok az iparágban teljesen, csak részben vagy egyáltalán nem tudják átutalni az inputárak változásait a díjbevétel és/vagy a befektetési bevétel felé. A társaságok ilyenfajta viselkedése olyan piacokon, ahol a verseny foka változékony, könnyen elfogadott a díjbevétel tekintetében.[11] Monopolstruktúrájú piac esetén az árak és az output változékony.

A H-statisztika értéke a következőképpen számolható ki:

$$H = \sum_{i=1}^{4} \beta_i ,$$

[11] Például ha a társaságnak nincs profittartaléka, akkor kénytelen a tényezőárak növekedését outputár-növekedéssel ellensúlyozni.

ahol a β értéke a tényezőárak, vagyis a kártérítés, az adminisztrációs költségek és a bérköltségek együtthatóinak az összege.

4. Az empirikus kutatás eredményei

4.1 Strukturális megközelítés

Az alábbi táblázatban az első, első három, első öt és első tíz társaság szintjén kiszámolt koncentrációs ráta található, a díjbevétel szerint.

2. táblázat. A koncentrációs arányszámok, %-ban kifejezve

	2003	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**
CR1 (Allianz-Ţiriac)	24,51	25,41	23,72	22,4	19,86	18,09	16,55
CR3	55,63	52,33	50,73	45,3	45,07	44,11	42,98
CR5	67,76	65,95	65,37	62,7	62,7	60,89	58,62
CR10	88,04	87,66	89,7	89	89,88	89,12	86,53

Forrás: Saját szerkesztés, a CSA éves jelentései alapján.

Az általános biztosítás szegmensen belül a vezető társaság az Allianz-Ţiriac, amely az éves bruttó díjbevételek alapján 2003-ban a piac 24,51%-át, 2009-ben pedig a 16,55%-át birtokolta. A háromvállalatos koncentrációs rátát vizsgálva megfigyelhető ugyancsak a dinamikus csökkenés, legkiemelkedőbben 2005 és 2006 között, amikor 50,73%-os részesedésről 45,3%-ra esik vissza a koncentrációs ráta értéke. Az ötvállalatos koncentráció foka 2009 kivételével 60% feletti együttes részesedést mutat, ami arra utal, hogy a hat legnagyobb társaság a piac meghatározó részét birtokolja. A tízvállalatos arányszám 86,53% és 89,88% között ingadozik. A 2003–2007-es időszakban nem észlelhető nagy változás, utalva arra, hogy az első tíz társaság együttes piaci részesedése stabil.

A koncentrációs ráta alakulását a következő tények támasztják alá:

2005-ben:

– az Omniasig fuzionált az Omniasig-Asirag és az Omniasig-Agi társasággal, részesedése ezáltal megnövekedett,

– az Agras az Unita társaságnak transzferálta a nem mezőgazdasági portfólióját, az NBG társaság pedig nem tevékenykedett.

2006-ban:

– megnőtt az életbiztosítási társaságok száma a piacon,

– az Asiban felé pedig portfólió-átutalás történt.

2007-ben:

– a társaságok száma növekedett,

– az Asirom Concordia átutalta portfólióját az Asirom felé,

– a Garanta társaság pedig fuzionált az NBG társasággal.

2008-ban: a társaságok száma nem változott, viszont a piac összetételében változások következtek be:

– az Agras átutalta az Omniasignak a portfólióját,

– számos vállalatnak engedélyezve volt, hogy külföldön is kössön biztosítást,

– és külföldi társaságok is érdeklődésüket mutatták a romániai biztosítási piac iránt.

2009-ben:

– az Asiban fuzionált a BT Asigurări Transilvania társasággal,

– az Agras társaság tevékenységi köre megváltozott,

– több társaság engedélyt kapott tevékenységi körének kiterjesztésére.

Mindezen tények alapján elmondható, hogy a román általános biztosítás szegmensre közepes fokú koncentráltság jellemző, tehát a piacra a monopolisztikus verseny jellemző.

Az alábbi táblázatban a *Herfindahl–Hirschman-index* értékének alakulása található.

3. táblázat. Herfindahl–Hirschman-index értéke

	2003	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**
HHI	1309	1229	1181	1074	1059	1014	1005

Forrás: Saját szerkesztés, a CSA éves jelentései alapján.

A HHI-index értékére vonatkozó csökkenő tendencia dinamikusan mutatkozik, amely alapján elmondható, hogy a piac veszít

[12] Kopányi, M.: *Mikroökonómia*, Műszaki kiadó, Budapest, 1999, 324.

koncentráltságából, hiszen minél kisebb az érték, annál közelebb áll a piac a tiszta verseny modelljéhez. Néhány szakember szerint egy piac koncentráltsága akkor tekinthető túlzottnak vagy nem kívánatosnak, ha az index értéke 1000–1200 fölé kerül.[12] Látható, hogy 2004 után folyamatosan 1200 alatt van. Az általános biztosítási ágazatra tehát a HHI-index értékei alapján elmondható, hogy a piac nagyobb méretű vállalatainak, különösen a piacvezető társaságoknak nincs lehetőségük oligopolisztikus járadékok (eltérő minőségű szolgáltatások nyújtása, a nem tökéletes versenyzői árazási magatartás erősödése által) érvényesítésére.[13] Ebből a szempontból elmondható, hogy a HHI-index értékek és a CR-értékek is ugyanarra a következtetésre jutnak.

4.2 Nemstrukturális megközelítés

A romániai általános biztosítási piacra vonatkozóan a tanulmányban három időintervallumot vizsgáltunk: a 2003–2009-es, majd a válság előtti 2003–2007-es időszakot és a válság ideje alatti 2008–2009-es periódust. Az elemzés alapját a romániai általános biztosítási piac első tíz társasága képezi, amelyek pénzügyi adatai a Biztosítások Felügyeleti Bizottság[14] és a biztosítótársaságok éves jelentései alapján voltak összegyűjtve. A vizsgálatba foglalt társaságok a következők: Allianz-Ţiriac, Omniasig, BCR, ARDAF, ASTRA, ASIROM, UNITA[15], GENERALI, ASIBAN, SAR Transilvania.[16]

Az alábbi táblázat azokat a szignifikáns változókat tartalmazza, amelyek a díjbevételeket magyarázzák, és amelyek alapját képezték a H-statisztika kiszámolásának.

---

[13] Ezt a hipotézist alátámasztja az a modellbecslés, amely a kilencvenes évek európai bankrendszereit vizsgálva kimutatta, hogy a koncentráltabb bankpiacokon nagyobb kamatmarzsot lehet elérni a hiteleken és a látraszóló betéteken, mint a kevésbé koncentrált piacokon. S. Corvoisier-R.Gropp: *Bank concentration and retail interest margin*. ECB Working Paper, 2002, No. 72, Idézi: Várhegyi Éva 2002.

[14] CSA – Comisia de Supraveghere a Asigurărilor.

[15] 2009-ben engedélyt kapott a név megváltoztatására: UNIQUA.

[16] 2004-ben nevet változtat BT Transilvania-ra.

4. táblázat. A Panzar–Rosse-modell eredményei a díjbevételekre

	2003–2009		**2003–2007**		**2008–2009**	
	Együtt-ható	Szign. szint[17]	Együtt-ható	Szign. szint	Együtt-ható	Szign. szint
Konstans	2,5378	***	2,2966	***	3,5310	***
Kártérítések	0,6947	***	0,4800	***	1,0984	***
Bérköltségek	0,2294	**	0,5135	***		
Adminisztrációs költségek					-0,3439	***
Korrigált R^2	0,9411		0,9381		0.9797	
H-statisztika	0,9241		0,9935		0,7544	
P-érték (F)	2,23E-42		1,53E-29		1,58E-15	
Megfigyelések száma	70		50		20	

Forrás: Saját szerkesztés, Gretl program segítségével.

A 2003–2009-es időintervallumot vizsgálva két szignifikáns független változó jelenik meg, a kártérítések és a bérköltségek. A pozitív előjel azt feltételezi, hogy az illető tényezőár egy egységnyi növekedésével a függő változó is növekedni fog. Tehát a kártérítések és a bérköltségek pozitív befolyást gyakorolnak a díjjövedelemre, amely a díjbevételek és a kihelyezések értékeinek összegeként jelenik meg. Ha a kártérítések összege növekedni kezd, a biztosítási díjak növekedni fognak, ennek következményeként a díjbevételek is. A H-statisztika értéke 0,92, amely a Panzar–Rosse-modell feltevése alapján *monopolisztikus versenyt* sugall.

A 2003–2007-es intervallumban a H-statisztika értéke 0,99, tehát elmondhatjuk, hogy ebben a periódusban az általános biztosítási piac közel állt a *tökéletes verseny szerkezetéhez*.

A válság periódusát elemezve (2008–2009) láthatjuk, hogy a szignifikáns független változók is megváltoztak, hiszen a bérköltség helyett az

[17] Minél több csillag van, annál nagyobb az adott változó szignifikanciaszintje.

adminisztrációs költség jelent meg, negatív előjellel. A válság ideje alatt a gazdasági társaságok különböző magatartásokat mutathatnak a kínálat csökkenése következtében, ennek köszönhetően elképzelhető a nagyobb adminisztrációs költség (több reklám a biztosítottak stimulálása érdekében), és ezáltal a biztosítási díjak nem változnak vagy csökkenhetnek a vevő vonzása érdekében. Ebben a két évben a H-statisztika értéke kisebb (0,75), mint az előző két vizsgált periódusban, tehát a monopolisztikus magatartás jobban érvényesül, a pénzügyi válság idején a kereslet alacsony szintjéből való kibillentése érdekében a társaságok kényszerülve vannak termékeiket jobban differenciálni, újabb tevékenységi körökben mozogni, külföldi terjeszkedésben gondolkodni.

Az alábbi táblázat azokat a szignifikáns változókat tartalmazza, amelyek a nettó díjbevételeket[18] magyarázzák, és amelyek ugyancsak alapját képezték a H-statisztika kiszámolásának.

5. táblázat. A Panzar–Rosse-modell eredményei a nettó díjbevételekre

	2003–2009		**2003–2007**		**2008–2009**	
	Együtt-ható	Szign. szint	Együtt-ható	Szign. szint	Együtt-ható	Szign. szint
Konstans	2,4427	***	2,5928	***	4,5549	***
Kártérítések	0,2229	***	0,6567	***	1,0319	***
Bérköltségek	0,6939	*	0,2496	*		
Adminisztrációs költségek					-0,3668	***
Korrigált R^2	0,9032		0,8914		0,6800	
H-statisztika	0,9168		0,9064		0,6651	
P-érték (F)	3,95E-35		8,27E-24		1,9E-5	
Durbin-Watson	1,7395		1,9518		1,84	
Megfigyelések száma	70		50		20	

Forrás: Saját szerkesztés, a Gretl program segítségével.

[18] A nettó díjjövedelem a díjbevételek, kihelyezések összegének és a viszontbiztosításban átutalt biztosítási díjak különbségeként jelenik meg.

A 2003–2009-es, a 2003–2007-es időintervallumban és a válság idejében a szignifikáns függő változók megegyeznek a díjjövedelemre bemutatott változókkal. A H-statisztika értéke 0,91; 0,90, illetve 0,66. Ezekből az eredményekből is azokat a következtetéseket lehet levonni, mint a díjjövedelemre becsült eredményekből.

Következtetések

A tanulmány elsődleges célkitűzése a romániai általános biztosítási piac szerkezetének és a verseny fokának mérése volt 2003 és 2009 között. A tanulmány kitér mind a strukturális, mind a nem strukturális megközelítés módszertanára. A strukturális megközelítés során az első, az első három, az első öt és az első tíz társaság koncentrációs arányszámát és a Herfindahl–Hirschman-index értékékét vizsgáltuk. Mindkettő alapján arra a következtetésre jutottunk, hogy a piacra közepes fokú koncentráltság jellemző, az első tíz társaság a piac 85–90%-át birtokolja, tehát a piacra monopolisztikus verseny jellemző. A nemstrukturális megközelítés során a Panzar–Rosse-modellt építettük fel, amely alapján a H-statisztika értékét számoltuk ki. Három időszakot vizsgálva arra a következtetésre jutottunk, hogy a piacot monopolisztikus verseny jellemzi. A monopolisztikus jelleg a legerőteljesebben a válság idején jelentkezett, hiszen a kereslet visszaesése kivédésére a biztosító társaságok a termékportfóliójuk diffenciálására koncentráltak.

Irodalomjegyzék

Asheim, G. B. – Nilssen, T. 1997. Insurance monopoly and renegotiation. *Economic Theory* No. 9. 341–354.

Cummins, J. D. – Dionne, G. 2008. Dynamics of insurance markets: Structure, conduct, and performance in the 21st century. *Journal of Banking & Finance* No. 32. 1–3.

De Feo, G. – Hindriks, J. 2007. Effciency of Competition in Insurance Markets with Adverse Selection. *Journal of Risk and Uncertainty,* Vol. 38, No. 1. 73–86.

Gombás, L. 2006. *A térbeli adatok árpolitikája – a marketing alapú földhivatalok*, II. rész, 4.

Gulumser, M. – Tonkin, R. S. – Jüttner, D. J. 2002. *Competition in the General Insurance Industry*, http://www.huebnergeneva.org/documents/InsurSymposium.pdf

Kopányi M. 1999. *Mikroökonómia*. Műszaki kiadó, Budapest.

Kovács N. 2006. *Biztosításverseny Magyarországon*, www.sze.hu/etk/_konferencia/publikacio/eloadas_kovacs_norbert.doc

Ma, Y. – Pope, N. 2008. The Market Structure – Performance Relationship in the International Insurance Sector. *Journal of Risk and Insurance*, Vol. 75, Issue. 4. 947–965.

Polborn, K. M. 1998. A Model of an Oligopoly in an Insurance Market. *The Geneva Papers on Risk and Insurance Theory*, Vol. 23, No. 1. 41–48.

Rothschild, M. – Stiglitz, J. 1976. Equilibrium in Competitive Insurance Markets: An Essay on the Economics of Imperfect Information. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 90, No. 4. 629–649.

Várhegyi Éva 2003. Bankverseny Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, L. évf., 2003, 1029–1030.

Vencappa Diacon, S. – Fenn, P. – Klumpes, P. – O'Brien, C. – Vencappa, D. 2008. Market structure and the efficiency of European insurance companies: A stochastic frontier analysis. *Journal of Banking & Finance,* No. 32. 86–100.

A Biztosítás Felügyeleti Bizottság Éves Jelentései (2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009), www.csa-isc.ro

A biztosítótársaságok Éves Jelentései (2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009), www.allianztiriac.ro, www.ardaf.ro, www.asirom.ro, www.astrasig.ro, www.bcr.ro, www.generali.ro, www.grupama.ro, www.omniasig.ro, www.uniqa.ro

www.1asig.ro

www.unsar.ro