Adatok az ipari létesítmények államosításához Kolozsváron, 1948-ban

LAKATOS ARTUR[1]

Jelen tanulmányunk az 1948-as államosítások körülményeinek és következményeinek ismertetéséhez, tisztázásához járul hozzá, néhány statisztika és korabeli dokumentum tükrében. Forrásainkat elsősorban levéltári anyagok és a kortárs sajtó cikkei képezik. Az 1948-as év elsősorban politikai szempontból számít vízválasztó évnek, mivel ekkor történik meg Romániában – csakúgy, mint a Vörös Hadsereg által megszállt többi közép- és kelet-európai országban – a hatalomátvétel, ugyanakkor a társadalom átformálásának első lépéseit is megtették. Ezen folyamatok gazdasági aspektusainak jobb megértéséhez szeretnénk hozzájárulni jelen tanulmányunkkal.

Kulcsszavak: államosítás, átalakulás, ipar, kommunizmus, szakszervezetek, termelési mutatók.

JEL Kódok: N-14, A-13, J-21.

Az 1948 nyarán bekövetkező, az ipar területén lezajló államosítási folyamatok szerves részei voltak az ország céltudatos és fokozatos módon történő belső átalakításának, melynek célja a szovjet modellből ihletett, sztálinista típusú társadalmi berendezkedés létrehozása volt. Hasonló folyamatok zajlottak le az összes többi, szovjet megszállás alatt álló országban is. Jelen tanulmányunk során Kolozsvár város ipari létesítményeinek államosítási folyamatát igyekszünk bemutatni, a kor eredeti forrásai alapján.

Romániában a főbb termelési eszközök államosítása az 1948/119-es törvény által vált lehetővé, amit a Nagy Nemzetgyűlés ezen év nyarán fogadott el.[2] A társadalmat – nem csak politikai szempontból – egyáltalán nem érte felkészületlenül az intézkedés. Már 1945 őszétől kezdődően a Groza-kormány erős központosító intézkedéseket foganatosított,

[1] Dr., kutató. TE-206-os kutatói szerződés, a Román Tudományos Akadémia kolozsvári fiókszervezete keretében.

[2] Bartos Zoltán: *Naţionalizarea în fostul judeţ Mureş, 11 iunie 1948*. Cluj-Napoca, Editura Risoprint, 2009, 15.

leginkább kormányrendeletek által.[3] Magát az ipari létesítmények államosítását megelőzték egyrészt hasonló intézkedések – mint például a Román Nemzeti Bank államosítása 1946-ban –, valamint olyan, kimondottan ezt a célt megelőző intézkedések, mint az 1947 októberében az ország területén magánkézben levő ipari, kereskedelmi és szállítási vállalatokról készített leltár, mely adatainak összegzését követően alakultak meg a Gheorghe Gheorghiu-Dej által elnökölt Gazdasági Főtanács keretén belül az Országos Államosítási Bizottság, valamint az ennek keretén belül működő megyei és vállalati szintű bizottságok.[4]

Az államosítás legalább két, egymástól különböző imázzsal rendelkezett: egy „hivatalossal", mely elsősorban a napi sajtóban jelentkezett és ami a pozitívumokat hangsúlyozta ki, és egy „reálissal", mellyel többek között a bizalmas pártjelentésben is találkozhatunk – ez utóbbiak esetében főleg az érintett üzemi szervek jelentettek a központi felettes szervek irányába. Például egy, a Fermeta fémipari gyár által a Metallurgiai Központi Igazgatósághoz írott levél szerint a gyár az államosítás pillanatában komoly nehézségekkel küszködött: nem rendelkezett a raktárában nyersanyagokkal, utánpótlással, és az államosítás gyakorlatilag „megmentés" volt a vállalatnak – a csődtől mentette volna meg. Ténylegesen a vállalat mérlege az államosítást követően is – az 1948. június 13. – 1948. december 31. közötti időszakban – 388 439 lej veszteséget mutatott.[5]

A kor sajtójában is az államosításoknak igyekeztek pozitív visszhangot nyújtani. A *Világosság* például – a Kommunista Párttal mindig is rokonszenvező, sőt, kettős tagságú MNSZ-esek napilapja – többek között arról ír, hogy az államosítást követően a Schull kendőgyár termelési költségei az államosítást követően 9%-kal csökkentek, és ezzel jelentős mennyiségű anyag takarítódott meg.[6] Ugyanez az újság könyveli el a sikertörténetek között a Helios államosítását, melynek termelése szintén

[3] Keith Hitchins: *România 1866-1947*. Bucureşti, Editura Paideia, 1994, 531.

[4] Ioan Scurtu – Gheorghe Buzatu: *Istoria românilor în secolul XX (1918–1948)*. Bucureşti, Editura Paideia, 1999, 555.

[5] Kolozsvári Országos Levéltár (a továbbiakban: KmOL). 816-os Fond. Fermeta vállalat. 1-es dosszié. 1948. f 2.

megnövekedett,[7] a volt Katona pékség kenyértermelése napi 300 kg-ról 1300 kg-ra emelkedett.[8] Az egykori Rendor bőr- és cipőgyár nevét az államosítást követen Kaméleonra változtatta, és termelése – az 1938-as évhez viszonyítva – 30%-kal nőtt, még Argentínából is szerzett be nyersanyagot.[9]

Ezeket az adatokat valószínűleg – legalábbis számtani és statisztikai szemszögből nézve – teljes mértékben, vagy legalábbis nagyrészt valósaknak kell tekintenünk. Habár ekkor már hatalmas hangsúlyt fektetnek a „hivatalos", központilag megtervezett és ellenőrzött propagandára, a cenzúra megakadályozta, hogy a „hivatalos" irányelvekkel és adatokkal ellentétes információk kerüljenek napvilágra. Ugyanakkor elfogadható az, hogy a központi tervezés rövid távon ténylegesen sok esetben – legalábbis az alkalmazottak szempontjából – bizonyos fokú stabilitást eredményezett, biztosította a munka és termelés folytonosságát, garantálta a bérek időben és pontosan történő kifizetését, és ezek felismeréséhez nem volt feltétlenül szükséges hithű kommunistának lenni. Ehhez pedig nagymértékben hozzájárultak az elmúlt évek történései, amikor is a szállítási logisztika hiányosságai következtében nyersanyag hiányában állt le ideiglenesen a termelés, illetve történt a munkahelyek elvesztése, a fizetések gyakori késése stb. Nem állnak rendelkezésünkre szociológiai, statisztikai adatok arra vonatkozóan, hogy milyen arányban állt volna a népesség az államosítás mellé vagy ellen, és ezek a nézőpontok a társadalom melyik csoportjában hogyan, milyen arányban oszlanának meg: a kor hangulata lehetetlenné is tette volna egy reális felmérés elvégzését. Tény az, hogy sokaknak nem tetszett a folyamat, elsősorban azoknak, akik számára ez komoly anyagi veszteséget jelentett: azok között pedig, akik magával a folyamattal nem veszítettek semmit, szép számmal lehettek olyanok, akik úgy gondolkoztak, ezek az intézkedések stabilitást és jólétet hozhatnak. Tény az, hogy pontos arányt így utólag lehetetlen megállapítani, és az ilyen típusú államosítás példátlan ese-

[6] *Világosság*, 1948. július 1. 9.
[7] *Világosság*, 1948. augusztus 5. 5.
[8] *Világosság*, 1948. augusztus 10. 3.
[9] *Világosság*, 1948. szeptember 4. 5.

ménynek számít a térség történelmében, egy olyan politikai és társadalmi kísérletnek, melynek hatásait még a kommunizmus bukását követően is érezni lehet.

Egy, a Kolozsvári Levéltárban talált, az RMP Regionális Bizottsága elé terjesztett jelentés a következő számszerű adatokat tartalmazza: Kolozs megye szintjén 48 olyan ipari létesítményt államosítottak, melyek az Ipari, Bányászati és Kőolajügyi Minisztérium hatáskörébe, 26 malom és olajmalom pedig a Belügyminisztérium igazgatása alá került. Az államosított vállalatok listáján szerepel még 6 fémipari üzem, 3 elektrotechnikai vállalat, 2 bánya, egy kőolajtermékeket forgalmazó társaság, 7 építőipari vállalat, 5 fafeldolgozó üzem (elsősorban deszka-előállító gáter), 2 grafika-művészeti, 6 textil-, 2 bőr-, 6 vegyipari vállalat, 6 élelmiszer-ipari cég, 1 biztosítótársaság. Ezek élére új igazgatókat neveztek ki, akik megoszlása szakmai szempontból a következő volt: 44 személy az új igazgatók közül kinevezése előtt kétkezi munkás volt, 4 pedig tisztviselő vagy technikus.[10] A jelentés még megemlíti azt is, hogy szinte mindenütt örömmel fogadták a gyár dolgozói az államosítás hírét, kivételek a téglagyár és az Orion fémipari üzem. Nem ilyen egyértelmű viszont a változások fogadása a tisztviselők és technikusok körében, akik közül sokan fenntartásokkal és kétségekkel álltak hozzá.

Ugyanakkor felmerült az a kérdés is, hogy mennyire fognak megfelelni az új igazgatók a számukra kiszabott új feladatoknak. E tekintetben a jelentések tartalma változó: ily módon, a Megyei Pártbizottság egyik korai, júliusi jelentése szerint, nagyon sok igazgató esetében hiányosságok és problémák jelentkeztek. Így például az Acélgyár új igazgatója becsületes és jóindulatú munkásember, de a vezetői teendőket illetően teljesen tapasztalatlan, és sem a pártszervek, sem az Üzemi Bizottság, sem a technikusok nem segítik olyan mértékben, ahogy ezt tenniük kellene. Külön megemlíti a jelentés, hogy ebben a gyárban a technikusok rosszindulatúak, de nem nevezi meg, miben áll ez a rosszindulat: az

[10] KmOL. A Romániai Munkások Pártja Regionális Bizottságának fondja. 2/1948-as dosszié. A Kolozs megyei MP tevékenységi beszámolói. F 22–23.

igazgató személye, vagy a rendszer ellen irányul-e elsősorban. A jelentés javaslata a helyzet kezelésére az, hogy képzett mérnököket kell áthelyezni a gyárba, akik az igazgató segítségére lehetnének. Ugyancsak ez a jelentés így jellemzi az igazgatók nagy többségét: „Munkájuk sok kívánnivalót hagy maga után, és jelentéseik tartalma sok gyengeséget is elárul. Ugyanakkor sokan közülük beképzeltek és felelőtlenek”.[11]

Ez az imázs azonban – legalábbis a pártdokumentumok tükrében – gyökeresen megváltozik a következő hónapban. Ekkor már a következőképpen írnak az új munkásigazgatókról:

„Az államosított vállalatok igazgatói általában megfelelnek a feladatoknak. Nagyon könnyen alkalmazkodnak és gyorsan elsajátítják a szükséges tudnivalókat. Csak három olyan eset volt, aminek következtében kellett javasoljuk az igazgatók kicserélését, három kisebb gyár esetében. Ez meg is történt. Az igazgatók legnagyobb gyengesége az, hogy nem létezik igazi együttműködés még egyelőre a különböző államosított intézmények között. Egy ilyen példa, mikor nyomtatványok megrendelésére kellett licitálni elég nagy tételben a Dermatánál, ahol az államosított nyomdák helyett egy magánkézben levő kapta meg a megrendelést, azzal az indoklással, hogy olcsóbban dolgozik néhány százalékkal”.[12]

A kommunista pártaktivisták jelentéseinek hangneme tehát jelentősen megváltozott egyik hónapról a másikra, ez pedig több tényezőnek is betudható. Egyik ok az lehet, hogy a jelentéseket – mivel nincsenek aláírva – más-más személy írta meg. Egy másik lehetőség, hogy júliusról augusztusra ténylegesen megváltozott a helyzet, vagy legalábbis beállott egyfajta stabilizáció, ami jó benyomást tett az események megfigyelőjére. Vagy az is megtörténhetett, hogy maga a pártpolitika szólt közbe, mivel nem lehetett felsőbb szervek számára esetleges negatív képet festeni az államosítás következményeiről. Mi ez utóbbit tartjuk a legvalószínűbbnek.

Egy másik statisztika a következő adatokat tartalmazza:

[11] KmOL, A Romániai Munkások Pártja Regionális Bizottságának fondja. 2/1948-as dosszié. A Kolozs megyei MP tevékenységi beszámolói. F 28–29.

[12] KmOL, A Romániai Munkások Pártja Regionális Bizottságának fondja. 2/1948-as dosszié. A Kolozs megyei MP tevékenységi beszámolói. F 42.

Ágazatok szerinti megoszlás	Vállalatok száma
Kitermelési (bánya) ipar	3
Vegyi és gyógyszeripar	7
Fémfeldolgozás	7
Textil	6
Bőr- és cipőipar	2
Építkezés és kerámia	3
Fakitermelés és -fafeldolgozás	8
Élelmiszeripar (beleértve a nyolc városi pékséget is)	21
Grafika	2
Elektromos energia	1
Szállítás és távközlés	1

Ezek mellé sorolandóak az olyan vállalatok, mint a RATA, CAM, Vasúti Műhelyek és a Vízművek. Ezeknél az állami vállalatoknál összesen 13 189 munkás dolgozott, vagyis a város ipari munkásságának 80%-a.[13] Mivel ez a statisztika már az államosítás lezajlását követően készült, azt jelzi, milyen fontossággal bírtak még ekkor is a kézműves műhelyek, melyek a város ipari munkásságának 20%-át jelentették.

Ugyanekkor a még magánkézben levő ipari vállalatok helyzete a következő volt: 16 vállalat ezek közül 10–65 alkalmazottal rendelkezett, ágazati megoszlásuk pedig a következő: 3 vállalat a fémipar terén, 7 a textiliparban, 6 pedig a grafikus munkálatok területén tevékenykedett.[14]

A legfőbb vállalatok termelési adatait a következő táblázat[15] szemlélteti:

[13] KmOL, A Romániai Munkások Pártja Regionális Bizottságának fondja. 12/1948. Tömegszervezetek szekció. Jelentések a tömegszervezetek helyzetéről. F 9.

[14] KmOL, A Romániai Munkások Pártja Regionális Bizottságának fondja. 12/1948. Tömegszervezetek szekció. Jelentések a tömegszervezetek helyzetéről. F 11.

[15] A Romániai Munkások Pártja Regionális Bizottságának fondja. 12/1948. Tömegszervezetek szekció. Jelentések a tömegszervezetek helyzetéről. F 12–13.

Vállalat neve	Főbb termékek és mértékegységeik	1938-as évi átlag	1948-as havi átlag, államosítás előtt	1948-as havi átlag, államosítás után
Vasúti műhelyek	Mozdonyjavítás/ darab	16	12,6	8
	Vagonjavítás/db	494	244	207
	Mozdonyok, kisebb javítások	5	8,6	10
Herbák János (volt Dermata)	Lábbeli/pár	46 763	54 734	93850
	Talp, kg	86 678	51 140	148 701
	Finombőr, orsó	324 070	189 290	559 020
	Szíjak, kg	2131	2397	5336
	enyv, kg	1520	2261	11 199
Acélárugyár, az államosítást követően Unirea	Formázható acél, kg	92 844	101 307	88 138
Iris porcelángyár	Chamotte, kg	62 771	34 778	56 108
	Porcelán	Nincsenek számszerű adatok		
Dohánygyár (CAM)	Carpaţi, db		4 945 000	8 564 000
	Mărăşeşti, db		3 950 000	9 307 000
	Naţional, db	151 000	24 588 000	29 352 000
	Plugar, db		21 588 000	23 058 000
	Dohány, kg		28 705	70 120
Şorecani-i szénbányák	Barnaszén, tonna	8200	5596	5600
Poieni deszkagyár	Deszka, köbméter	1000	1192	2236
Ravag	Különböző öntvények, kg	7712	4119	7585
Schull kendőgyár	kendők, kg	25 000	17 500	23 407

Egy másik, teljességre törekvő táblázat az alábbi adatokat tartalmazza:

Sor-szám	Vállalat neve	Alkalmazottak száma	Főbb termékek	Havi termelése
1	Unirea gyár	515	Öntvények, gépalkatrészek	100 000 kg/ havonta
2	Robinet (Ravag)	124	Öntvények	7000 kg/hó
3	Menajul (Orion)	106	Különböző fémtárgyak	35 000 kg/hó
4	Fermeta	85	Öntvények	4000 kg/hó
5	Triumf	47	Gyújtók	2500 db/hó
6	Uzine de Fier	130	Gépalkatrészek	25 000 kg/hó
7	Emeryt-Volta	18	Bergman tubusok	–
8	Ticu szénbányák	781	Barnaszén	6000 tonna
9	Egeresi kaolinbányák	69	Kaolin	100 000 kg
10	Nemzeti gázmetán vállalat	288	Metángáz	–
11	Egeresi gipszgyár	130	Gipsz	–
12	Rapid (Calcit) gyár	85	Gipsz, műtrágya	–
13	Gazind	104	Gáz, koksz, kátrány	75 000 m^3 76 800 kg 3800 kg
14	Gladys	56	Cipőkrém	18 000 kg
15	Mucava	42	Papír	40 000 kg
16	Napochemia	116	Gyógyszerek	10–12 mil. lei
17	Breiner Béla	243	Szövetek, elsősorban gyapotból	150 000 m

Sor-szám	Vállalat neve	Alkalmazottak száma	Főbb termékek	Havi termelése
18	România Muncitoare	144	Kendők	25 000 db
19	Ady	109	Női harisnya	800-1000 kg
20	Helios	114	Fonott textil, szövetek	–
21	Someşul	21	Posztócsizmák	–
22	Herbak	4338	Bőr, lábbelik	
23	Cameleon (Rendor)	99	Bőr és talp	
24	Kajántói téglagyár	56	Tégla, cserép	
25	Kardosi kő- és agyagipari vállalat	49	Tégla, cserép	
26	Iris	348	Porcelán, chamotte	
27	Poieni faüzem	450	Deszka, ládák	
28	Valea Someşului faüzem	43	Deszka, ládák	
29	Răcătău faüzem	64	Deszka, fenyő-termékek	
30	Beliş faüzem	35	Deszka, fenyő-termékek	
31	Damian Moga gyára	20	Deszka	
32	Doader Gheorghe gyára	18	Deszka	
33	Hercules-Bucea gyár	22	Bútorok	
34	Erba	139	Bútorok	
35	Húsgyár	60	Hústermékek	

Sor-szám	Vállalat neve	Alkalmazottak száma	Főbb termékek	Havi termelése
36	Sörgyár	108	Sör	750 kl
37	Kolozsvári Szesz- és Alkoholgyár	41	Alkohol	31 000 l
40	Almaşul alkoholgyár	20	Alkohol	
41	Gyalui alkoholgyár	20	Alkohol	
42	Zimbor szeszgyár	20	Alkohol	
43	Feleacul cukorkagyár	58	Cukorka, édességek	
44	Flacăra olajgyár	46	Étolaj	40 000 kg
45	Irina malom	20	Kereskedelmi malom	
46	Molnár-Pintér malom	28	Kereskedelmi malom	
47	Moara Românească	9	Kereskedelmi malom	
48	Plugarul malom	6	Kereskedelmi malom	
49	Kovács malom	5	Városi malom	
50	Goldstein malom	7	Városi malom	
51–58	Városi pékségek, 1–8	153	Kenyér, pékáruk	
59	Hajnal nyomda		Különböző nyomtatványok	
60	Minerva művészeti intézet	183	Különböző nyomtatványok	

Sor-szám	Vállalat neve	Alkalmazottak száma	Főbb termékek	Havi termelése
61	Elektrotechnikai Művek, Kolozsvár	292	Elektromos áram	
62	SART	80	Telefonok	

Ugyanez a kimutatás többek között beszél a nem-állami, azaz kooperatív és magánszféráról is. Az ipari termelés terén ekkor a megyében összesen négy szövetkezet létezett, ebből az első háromnak a neve egyaránt Victoria volt, profiljuk azonban különbözött: egyik a szövőipar, másik az édességgyártás, harmadik pedig a bőripar területén tevékenykedett. A Lemnul pedig – mint ahogy azt neve is mutatja – a fa- és bútoriparra szakosodott.

A magánszférában az államosítást követően kevés vállalat maradt, ezek között találhatóak meg az alábbiak: a fémiparban a Sfinx lakatgyár, a Mendrei, valamint Orbai, Ábrahám műhelyek. Ezek mellett még egy vattagyár, a Ioana szövöde, a Colibri textilipari egység, az Omnis, Diocezane, Petőfi Atheneaum, Cartea Românească, Litografia nyomdák és Kiss János papírdobozgyára.[16]

A társadalomtörténet szempontjából érdekes megfigyelnünk azt is, hogyan alakult a szakszervezeti élet ezekben a vállalatokban. 1944-et követően a szakszervezeti mozgalom addig még nem tapasztalt mértékben indult fejlődésnek, több okból is kifolyólag. Egyrészt a szakszervezetek alternatív társadalmi elfoglaltságot jelentettek a pártokkal szemben. Másrészt mind a Kommunista Párt, mind ennek mérsékeltebb baloldali alternatívája és szövetséges vetélytársa, a Szociáldemokrata Párt, egyaránt támogatta őket, mintegy előszobaként fogva őket fel az ipari munkásság nevelésében.

Végül egy olyan jelentést ismertetünk, amely 1948. december 30-ai dátummal van keltezve, és a különböző kolozsvári intézményekre, illetve szektorokra vonatkozik, melyekben a decentralizált, kis műhelyek

[16] A Romániai Munkások Pártja Regionális Bizottságának fondja. 12/1948. Tömegszervezetek szekció. Jelentések a tömegszervezetek helyzetéről. F 17–21.

szintjén zajló termelés volt a jellemző, és a szindikátus ágazat szerint jött létre.[17]

Sorszám	Intézmény/ Ágazat	Tagok száma 1948. december 30-án
1	CFR	8872
2	Bőrfeldolgozók	583
3	Fém- és vegyipar	2541
4	Köztisztviselők	2530
5	Textil és ruha	1852
6	Egészségügy	2167
7	Privát szféra	2234
8	Községiek	1626
9	Herbák János	4202
10	Tanítók	1175
11	Élelmiszeripar	1585
12	Építkezés	1694
13	Tanárok	1134
14	Egyetemi tanárok	1136
15	CAM (dohánygyár)	631
16	Fafeldolgozók	742
17	Művészek	1121
18	Szállítás	1172
19	Nyomdászok	476
20	Háztartásbeliek	2142
21	Hygiena	245
22	PTT	585
23	Mezőgazdaság	6608
24	Gázmetán, Kolozsvár	294
25	Egeresi Metallokémia	183
26	Şorecani szénbányák	857
27	Gázmetán, Szászsármás	147
28	Poieni, fakitermelés	306
29	Bánffyhunyad (vegyes)	403

[17] A Romániai Munkások Pártja Regionális Bizottságának fondja. Szervek, Szakszervezetek. Munkatervek és jelentések. 13/1948-as dosszié. F 139.

A kolozsvári ipar fejlődéséről még sokat lehetne mondani. Tény az, hogy 1948 vízválasztó év volt. Az államosításokkal egy új korszak kezdődött, a kommunista centralizált tervgazdaság időszaka. Ennek bemutatása azonban már egy másik tanulmány feladata lesz.

Nemi sztereotípiák a reklámokban

KULCSÁR ERIKA[1] – GÁL OTTÓ[2]

A marketing-mix negyedik alappillére, a piacbefolyásolás, hagyományosan a reklámot, a PR (public relations) tevékenységeket, a vásárlásösztönzést és a személyes eladást foglalja magában. Legnagyobb hatással az életünkre talán a reklám van. A reklám mindig csak a jó oldalát látja a dolgoknak, mindig mindenre talál megoldást, és nem kell attól se tartanunk, hogy rossz hírt közöl. A reklámok nélkülözhetetlen szereplői a nők és/vagy a férfiak, ugyanakkor azt is meg kell jegyeznünk, hogy a reklámok világában megjelenő nők és férfiak szerepe napjainkban igencsak változatos. Ezen tanulmány a női és a férfi szerepábrázolásokkal szembeni attitűdöket hivatott vizsgálni a csíkszentmártoni lakosság és a sepsiszentgyörgyi egyetemi hallgatók körében. Egy korrespondencia-elemzést is elvégeztünk, annak megállapítása érdekében, hogy a vizsgált változók (Családi állapot, Ön szerint női vagy férfi reklámokból van több?) mely kategóriái vonzzák egymást.

Kulcsszavak: reklámok, nő, férfi, attitűd, Likert-skála, korrespondencia-elemzés

JEL kódok: C14, M31.

Bevezetés

Bernard Brochand és Jacques Lendrevie úgy vélekedik, hogy a reklám nem tudomány. Nem szigorú szabályok irányítják, sem a viselkedés fizikája, sem a reakciók kémiája, sem kollektív biológia. Vonzáskörébe a humán és szociális mezők tartoznak, azaz minden, ami mérhetetlen. A reklám művészetnek sem nevezhető. A reklám egy tünékeny, mindössze egy pillanatig tartó kommunikáció (Brochand–Lendrevie 2004. 14). David Ogilvy nem tekinti a reklámot szórakoztató műfajnak se – szerinte a reklám ismeretközlő eszköz (Ogilvy 2001. 7). Michael Newman szerint a reklám olyan, mint valami rádióadó a marketing és a fogyasztó között

[1] Tanársegéd, doktorandusz, BBTE, Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar, Üzletvezetési kihelyezett tanszék, Sepsiszentgyörgy.

[2] Közgazdász.

– más, csábítóbb nyelvre fordítja le az értékesítés racionalitását: érzelmek, félelmek, hangulatok vagy éppen a vicc nyelvére.[3] A reklám alapvető jellemzője Domán Szilvia, Tamus Antelné és Totth Gedoen nézete szerint a személytelenség, a tömegszerűség, az egyirányúság, az azonosíthatóság és az átfogó jelleg (Domán–Tamus–Totth 2009. 312).

Ha alaposan megvizsgáljuk ezt a rózsaszín fátylú világot, akkor azt tapasztalhatjuk, hogy a reklámokban nincs jelen a bánat, a szomorúság, következésképpen a reklámipar a boldogságot igyekszik eladni mindannyiunknak. Azt is be kell látnunk, hogy a reklámokban szereplő modellek nemcsak a termékeket adják el, hanem egy életformát is belénk sulykolnak (Pratkanis–Aronson 1992. 91). Nem tagadhatjuk azt a tényt sem, hogy a reklám nagy hatással van gondolkodásunkra, magatartásformánkra, értékrendjeinkre, ítéletalkotásunkra.[4]

A nők és a reklámok fogalmának összekapcsolásával első asszociációnk a reklám tárgyaként megjelenő szép nő. Legyen szó bármilyen termékről, ha egy szép nővel ábrázolják, akkor az eladható (Töröcsik 2006. 134). Következésképpen a reklámok világának kulcsszereplője a nő maga. Így a nők szerepe a reklámokban igen sokrétű. A nő a képernyőn megjelenhet mint szexszimbólum is.[5]

A nők úgy vélik, hogy a női test megjelenítése a reklámokban nem más, mint egy dekoratív elem, egy figyelemfelkeltő eszköz, csökkentve ezáltal önbecsülésüket és ignorálva a nők személyiségének más fontos vetületét. Egy felmérés alapján, amelyet Dallas és Denver lakosai körében végeztek el 1977-ben, a megkérdezettek szerint a reklámok azt sugallják, hogy a nők nem tesznek semmi fontosat és a nőknek otthon a helyük. Ugyanakkor a nők kevesebb aránya értett egyet, mint a férfiak,

[3] Forrásként szolgált: http://gwynne.freeblog.hu/archives/2008/10/27/Jo_idezetek_a_reklamrol/, 2009. február 21.

[4] Forrásként szolgált: Gálos Linda: *Barbie és Ken összecsapása avagy a nemi sztereotípiák a reklámokban*, 56 oldal, 2009. február 10., http://elib.kkf.hu/edip/ D_12562.pdf

[5] Uo.

[6] Forrásként szolgált: Ceulemans Mieke, Fauconnier Guido, *Mass Media: The Image, Role, and Social Conditions of Women*. A collection and analysis of research materials, 2011. március 1., http://unesdoc.unesco.org/images/0003/000370/037077eo.pdf

azzal az állítással, mely szerint a reklámok hű képet adnak a férfiakról.[6] Ezenkívül a nő megjelenhet a reklámokban mint anya, háziasszony, dolgozó nő vagy mint szingli.

A férfiak megítélése is sokat változott az elmúlt évtizedek során. Ha a férfiakról beszélünk, akkor olyan asszociációkat sorolunk fel, amelyek egy stabil, sikeres, megbízható férfit írnak le, ami sztereotip vélekedést mutat, ugyanis ilyen ideál-tipikus ember nincs is. Itt kell megjegyeznünk, hogy a mai férfi átalakulóban van, és az új férfi nem fél bevallani gyengeségét, problémáit, kifejezni érzelmeit (Töröcsik 2006. 118). Ezen változások következtében a reklámok világában a férfi megjelenhet mint macho, üzletember, a szabadság embere, partner, apa és mint segítség a házimunkában.[7]

Ha megkérdezéssel próbáljuk kutatni, hogy a reklámok nemi szerepábrázolása milyen hatást vált ki a férfiakban és a nőkben, akkor ezek eredményeképpen kijelenthető, hogy a nézők elfogadták-e következmény nélkül a sztereotip ábrázolásokat vagy sem (Töröcsik 2006. 136).

A kutatási terv

A férfiak és a nők véleményének megismerését, ami a nemi sztereotípiákat illeti, a reklámokban egy standardizált kérdőív összeállítása indította. A vizsgálatunk három kérdéskört ölelt fel: a férfi és a női szerepábrázolásokkal szembeni attitűdök, hatás a vállalati image-re és hatás a vásárlási szándékra.

A diszkrét értékelőskálák közül a Likert-skála alkalmazására került sor.[8] Az értékelőskála során a válaszadónak jelölnie kell, mennyire ért vagy nem ért egyet egy sor, a vizsgálati egységre vonatkozó állítással. Minden egyes skálatételhez öt válaszkategória tarozott, amelyek az egyáltalán nem ért egyet és a teljes mértékben egyetért végpontok között helyezkednek el. A Likert-skálának számos előnye van. Könnyű összeál-

[7] Forrásként szolgált: Gálos Linda, Barbie és Ken összecsapása avagy a nemi sztereotípiák a reklámokban, 70 oldal, 2009. február, 10http://elib.kkf.hu/edip/D_12562.pdf

[8] Megjegyzendő, hogy a kérdőív ezen változóit Gálos Linda *Barbie és Ken összecsapása* című munkájából vettük át.

lítani és alkalmazni. A válaszadók gyorsan megértik, hogyan kell használni a skálát, ami nagyon kényelmessé teszi a személyes megkérdezések esetén (Malhotra 336–337).

A felmérésre 2009 tavaszán (március 10–április 9) került sor a BBTE Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar, Üzletvezetési kihelyezett tanszékén, Sepsiszentgyörgyön, valamint Csíkszentmárton községben. A sepsiszentgyörgyi egyetemisták esetében összesen 50 személyt vontunk be a jelenlegi kvantitatív marketingkutatásba: 16 kérdőív kitöltésére került sor az elsőéves, valamint 17-17 kérdőív kitöltésére a másod-, illetve a harmadéves egyetemi hallgatók körében. A csíkszentmártoni község lakosságát illetően is csak a magyar nemzetiségű személyek alkották az 50 fős mintánkat: 25 kérdőívet Csekefalván, illetve 25 kérdőívet Csíkszentmártonban töltöttek ki a megkérdezettek. A mintaelemeket véletlen eljárással választottuk ki mindkét estben.

A mintavételi keretet a sepsiszentgyörgyi BBTE Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar, Üzletvezetési kihelyezett tanszéke 2008/2009-es egyetemi tanévének hallgatói alkották (nappali tagozat/magyar vonal), valamint Csíkszentmárton községnek a magyar nemzetiségű lakossága.[9] A mintánk reprezentatívnak bizonyult mind a sepsiszentgyörgyi egyetemisták, mind Csíkszentmárton község lakosságának szintjén. A személyes megkérdezést alkalmaztuk mindkét csoport esetében. Meglepő módon nagy volt a válaszadók aránya, azonban ha összehasonlítjuk a sepsiszentgyörgyi egyetemi hallgatók és a csíkszentmártoni lakosság válaszadási arányát, akkor ez az arány magasabb volt az egyetemisták körében.

Az adatok elemzése

Attitűdök a férfi-női szerepekkel szemben[10]

• Míg a csíkszentmártoni megkérdezettek 24%-a teljes mértékben egyetért azon kijelentéssel, mely szerint „A reklámok, amelyeket látok,

[9] http://www.csikszentmarton.ro/index.php?pag=detail.php&m=menu2&p=pic2&cm=43, 2009. március, 1

[10] Csak azon eredmények bemutatására kerül sor, ahol a legnagyobb eltéréseket, illetve hasonlóságokat véltük felfedezni.

olyannak mutatják be a nőket, amilyenek", addig a sepsiszentgyörgyi válaszadók[11] csupán 4%-a választotta az említett alternatívát.

• Mind Csíkszentmártonon, mind Sepsiszentgyörgyön a válaszadók többsége egyáltalán nem ért egyet azzal a feltételezéssel, mely szerint „A reklámok azt sugallják, hogy a nők alapvetően a férfiaktól függnek".

• A következő állítás esetében, mely azt fogalmazta meg, hogy „A reklámok, amelyeket látok, olyannak mutatják be a férfiakat, amilyenek", a csíkszentmártoni válaszadók 22%-a a „teljes mértékben egyetért" válaszlehetőség mellett foglalt állást, míg a sepsiszentgyörgyi válaszadók 33%-a véli azt, hogy a reklámok teljes mértékben hű képet festenek a férfiakról.

• „A reklámok többségében szexobjektumként kezelik a nőket". Ezzel a kijelentéssel a csíkszentmártoni megkérdezettek 22%-a ért egyet, ugyanakkor a sepsiszentgyörgyi megkérdezettek csupán 4%-a véli, hogy ez a kijelentés helyénvaló, ami a nők megjelenítését illeti a reklámokban.

• „A reklámok, amelyeket látok, mindennapi tevékenységeikben mutatják be a nőket": a csíkszentmártoni válaszadók 34%-a ért teljes mértékben egyet ezen állítással. A sepsiszentgyörgyi megkérdezettek esetében senki nem jelölte be az említett alternatívát, következésképpen senki nem ért teljes mértékben egyet azzal a kijelentéssel, miszerint a reklámok átfogó képet adnának a nők mindennapi feladatköréről.

• „A reklámok azt sugallják, hogy a nők fontos döntéseket hoznak" kijelentéssel a kutatásba bevont személyek többsége mindkét minta szintjén a semleges alternatívát választották. Míg a csíkszentmártoni megkérdezettek 26%-a azt vallotta, hogy teljes mértékben egyetért az említett állítással, addig a sepsiszentgyörgyi válaszadók csupán 7%-a választotta ezen alternatívát.

• „A reklámok, amelyeket látok, mindennapi tevékenységeikben mutatják be a férfiakat" változó értékelése esetében míg a csíkszentmártoni válaszadók 22%-a jelölte be a „nem ért egyet" válaszlehetőséget, addig a sepsiszentgyörgyi megkérdezettek 41%-a úgy véli, hogy a reklá-

[11] Csak az egyetemi hallgatók véleményét tükrözi.

mok nem adnak valós képet a férfiak mindennapi tevékenységének ábrázolását illetően.

• „A reklámok azt sugallják, hogy a nők nem csinálnak fontos dolgokat" – véli a csíkszentmártoni válaszadók 37%-a, ugyanakkor 96%-a az általunk megkérdezett sepsiszentgyörgyi személyeknek úgy gondolja, hogy ez a feltételezés nem helyénvaló.

• „A reklámok azt sugallják, hogy a nők helye otthon van", vallja a csíkszentmártoni megkérdezettek 44%-a, a sepsiszentgyörgyi válaszadók 22%-a véli úgy, hogy a reklámok valóban ezt a képet sugallják a nézőnek a tévéképernyőn keresztül.

• A „Sokkal érzékenyebb vagyok a nők reklámokban való ábrázolására, mint régebben" állításra vonatkozó eredmények elemzése következtében arra a következtetésre jutottunk, hogy mind a csíkszentmártoni válaszadók, mind a sepsiszentgyörgyi megkérdezettek legnagyobb aránya ugyanolyan attitűdöt tanúsít, ami a nők jelenlegi megjelenítését illeti a reklámokban, mint az elmúlt években.

• „A nők ábrázolása a reklámokban időnként sértő" állítás esetében a csíkszentmártoni megkérdezettek körében senki nem jelölte be az „egyáltalán nem értek egyet" alternatívát, viszont a sepsiszentgyörgyi válaszadók 19%-a úgy vélekedik, hogy ez az állítás így megfogalmazva egyáltalán nem helyénvaló.

Hatás a vállalati imázsra

• „Azok a vállalatok, amelyek a nőket sértően ábrázolják a hirdetésekben, valószínű diszkriminálják a nőket a vállalati előléptetésnél" állítás megítélésénél eléggé nagy bizonytalanságot véltünk felfedezni a csíkszentmártoni válaszadók szintjén, ugyanis a megkérdezettek 39%-a a semleges alternatívát választotta, ugyanez a bizonytalanság jellemezte a sepsiszentgyörgyi megkérdezetteket is, hiszen 41%-a jelölte be az „egyet is értek, meg nem is" alternatívát.

• „A nők ábrázolása a hirdetésekben többnyire tükrözi a vállalatok általános attitűdjét a nők társadalmi szerepével kapcsolatban" változó értékelésekor a válaszadók eloszlása, ami az alternatívák bejelölését illeti, nagymértékben ugyanazt az eloszlást követte, mint az előbbi állítás esetében mindkét megkérdezett csoport szintjén.

Hatás a vásárlási szándékra

• „Ha egy terméket bántó hirdetéssel mutatnak be, lehet, hogy megveszem, ha olyan előnyöket ajánl, amelyeket én vonzónak találok" állítás esetében a semleges válaszadók aránya volt a legmagasabb mind a csíkszentmártoni, mind a sepsiszentgyörgyi válaszadók körében.

• „Ha látok is olyan termékreklámot, amely sértő, továbbra is vásárolni fogom a vállalat más termékeit" változó esetében míg a csíkszentmártoni megkérdezettek többsége a semleges alternatívát jelölte be (28%), addig a sepsiszentgyörgyi válaszadók csak 7%-a választotta az említett válaszlehetőséget.

• „Ha egy új termék, amelyet használok, olyan hirdetési kampányt használ, amelyet én sértőnek tálálok, akkor abbahagyom a termék használatát" – vallja a csíkszentmártoni, illetve a sepsiszentgyörgyi válaszadók többsége.

A korrespondencia-elemzés[12]

A korrespondencia-elemzés egy olyan exploratív többváltozós technika, amely az asszociációs kapcsolat vizuális elemzése érdekében egy kontingencia-tábla adatait grafikus ábrává konvertálja. Ezen ábra segítségével következtetni tudunk arra, hogy a vizsgált változók mely kategóriák vonzzák és melyek taszítják egymást.[13]

Első lépésként meghatároztuk azt a két változót, amelyek bekerültek az elemzésbe. A két következő nominális változót vontunk be a korrespondencia-elemzésbe: Családi állapot és Ön szerint a női vagy a férfireklámból van több? Hogy elkészülhessen az észlelési térkép, mindkét nominális változó esetében kettőnél több kategóriát definiáltunk.

Az elemzés elvégzéséhez az SPSS 15.0 statisztikai szoftvercsomagot alkalmaztuk. A program futtatását követően a következő táblázatokat kaptuk:

[12] A sepsiszentgyörgyi és a szentmártoni adatbázist összevontuk.

[13] Molnár László: *Korrespondencia-elemzés (CA) elmélete és gyakorlata*, 2011. március 27,http://publikacio.uni-miskolc.hu/data/ME-PUB-33766/ml_publ_10.pdf

1. táblázat. Korrespondencia-táblázat

Ön szerint a női vagy férfireklámból van több?	**Családi állapota?**			
	házas	nem házas	elvált	peremgyakoriság
női	9	55	2	66
férfi	0	2	1	3
egyenlő az arány	3	4	0	7
peremgyakoriság	12	61	3	76

Forrás: SPSS program által készített táblázat.

A fenti táblázat egyik dimenziója a megkérdezettek családi állapotát, a másik dimenziója pedig az „Ön szerint a női vagy férfireklámokból van több" változó válaszlehetőségeit foglalja magába. A táblázat celláiban azon válaszadók száma található, akik egy adott családi helyzettel rendelkeznek és igaznak vélik valamely alternatívát, amely arra vonatkozott, hogy a nők, a férfiak szerepelnek nagyobb arányban a reklámokban, vagy pedig egyenlő arányban jelennek meg.

Ahogy az a fenti táblázatból is látszik, a két névleges változó kategóriáinak eloszlása a gyakoriság tekintetében eltérést mutat, így az eredmények értékelése nem lenne egyszerű feladat.

A következő táblázat arra a kérdésre is választ ad, hogy van-e összefüggés a két változó között.

2. táblázat. Statisztikai mutatók

Dimenzió	**Szinguláris érték**	**Inercia**	**Khi négyzet**	**Szig.**	**Az inercia aránya**	
					Bevont	Kumulált
1	0,333	0,111			0,732	0,732
2	0,201	0,041			0,268	1,000
Össz.		0,151	11,508	0,021	1,000	1,000

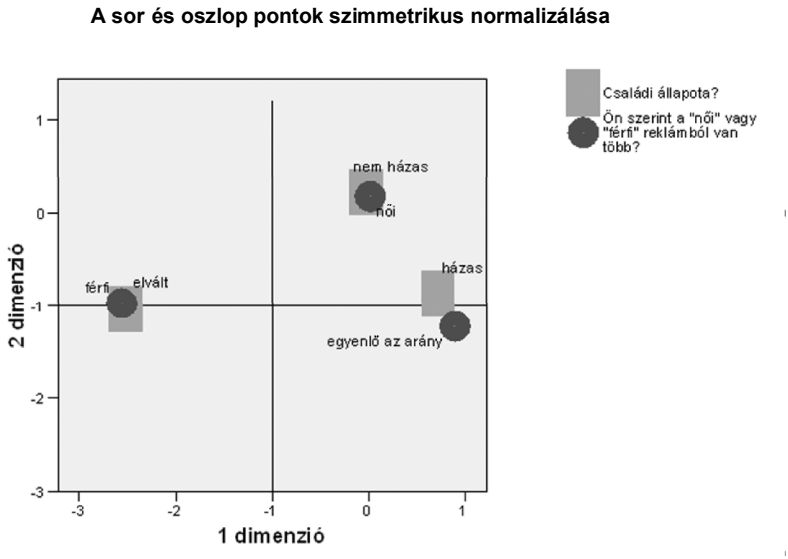
Forrás: SPSS program által készített táblázat alapján.

Ahhoz, hogy választ kapjunk az előzőkben megfogalmazott kérdésünkre, a Pearson-féle Khi-négyzet próbát alkalmaztuk. Ahogy azt a fen-

ti táblázat is tükrözi, a szignifikanciaszint (0,021) kisebb, mint az általunk választott 0,05-ös szignifikanciaszint. Ez azt jelenti, hogy a nullhipotézist, amely azt mondja ki, hogy nincs összefüggés az általunk vizsgált két változó között, elvetjük. Ennek megfelelően feltételezzük, hogy a megkérdezettek családi állapota és véleményük között, azaz szerintük kik kapnak nagyobb teret, ami a reklámokban való megjelenést illeti, szignifikáns összefüggés van.

Az inercia (az adatok súlyozott varianciája) kiszámítása azért szükségszerű, hogy információt kapjunk az egyes kategóriák geometriai súlypontjaik körüli szóródásnak a mértékéről.[14] Az inercia aránya azt mutatja meg, hogy az első komponens 73,2%-ban magyarázza a szóródást, míg a másik 26,8%-ban.

Talán a programcsomag futtatása által kapott legfontosabb és számunkra a legtöbb információt a korrespondencia-térkép nyújtja.



1. ábra. Korrespondencia-térkép
Forrás: SPSS program által készített grafikon

[14] Molnár László: *Korrespondencia-elemzés (CA) elmélete és gyakorlata*, 2011. március 27. http://publikacio.uni-miskolc.hu/data/ME-PUB-33766/ml_publ_10.pdf

A korrespondencia-térkép elemzéséből a következő következtetések állapíthatóak meg:

– azon személyek, akik nem házasok, „a női reklámokból van több" alternatíva köré tömörülnek;

– a férfiak nagyobb arányban szerepelnek a reklámokban, vallották az elvált megkérdezettek, míg

– egyenlő arányban szerepelnek a nők és a férfiak a reklámokban, véleményezi azon válaszadók, akik házasok.

Következtetések

Ahogy azt a bemutatott eredmények is mutatják, eltérések tapasztalhatók a csíkszentmártoni és sepsiszentgyörgyi megkérdezettek között, ami a férfi és a női szerepábrázolásokkal szembeni attitűdöket illeti. A csíkszentmártoni megkérdezettek közül kétszer annyian vélik, mint a sepsiszentgyörgyi válaszadók, a következőt: a reklámok azt sugallják a nézők felé, hogy a nőknek otthon a helye. Ezen megállapítást követőn az a kérdés fogalmazódott meg bennünk, hogy a kapott eredmények nem tükrözik-e azt a felfogást reklámtól függetlenül, miszerint a csíkszentmártoni nőknek elsősorban a háziasszony szerepét kell betölteniük.

Még egy érdekes dologra lettünk figyelmesek: a csíkszentmártoni megkérdezettek nagyobb arányban választották a semleges alternatívát. Ezen megállapítás is felvetett újabb kérdéseket: ez azt jelentené, hogy a csíkszentmártoni megkérdezettek kevésbé tudnak állást foglalni,vagy csak egyszerűen kényelmesebb volt számukra a semleges alternatíva választása?

Irodalomjegyzék

Pratkanis-Aronson: *A rábeszélőgép* 1992. AB OVOA Kiadó, Budapest.

Brochand Bernard – Lendrevie Jacques 2004. *A reklám alapkönyve.* KJK-KERSZÖV Kiadó, Budapest.

Domán Szilvia – Tamus Antelné – Totth Gedoen 2009. *Marketing alapok gyakorló feladatokkal,* SALDO Kiadó, Budapest.

Ogilvy David 2001. *Ogilvy a reklámról*. Park Kiadó, Budapest.

Törőcsik Mária 2006. *Fogyasztói magatartás – Trendek*. Akadémiai kiadó, Budapest.

Gálos Linda, *Barbie és Ken összecsapása avagy a nemi sztereotípiák a reklámokban*, http://elib.kkf.hu/edip/D_12562.pdf, 2009. február 10.

http://gwynne.freeblog.hu/archives/2008/10/27/Jo_idezetek_a_reklamrol/, 2009. február 21.

Molnár László: *Korrespondencia-elemzés (CA) elmélete és gyakorlata*, http://publikacio.uni-miskolc.hu/data/ME-PUB-33766/ml_publ_10.pdf, 2011. március 27.

Ceulemans Mieke – Fauconnier Guido, *Mass Media: The Image, Role, and Social Conditions of Women. A collection and analysis of research materials*, http://unesdoc.unesco.org/images/0003/000370/037077eo.pdf, 2011. március 1.

http://www.csikszentmarton.ro/index.php?pag=detail.php&m=menu2&p=pic2&cm=43, 2009. március 1.

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

A piaci kockázat modellezése: egy kopula-megközelítés

KÜRTI LÁSZLÓ-ÁDÁM[1]

A dolgozat célja, hogy pontos és transzparens kockáztatott érték (VaR) becslést nyújtsunk egy öt romániai részvényt tartalmazó portfólió szintjén. A modellezési eljárás mögött álló koncepció az, hogy a hozam-variancia modellezést egy nemlineáris megközelítésben építsük fel, az extrém, szélsőséges értékek külön modellezésre kerüljenek, valamint hogy a portfólión belül egy függőségi rendszert határozzunk meg. Ezen gondolatmenetet követve, az elemzés első lépésében egy GARCH-modellt becslünk, mely a hozam és variancia becsült értékeit határozza meg az egyes értékpapírok esetében, majd extrém érték elméletet (EVT) alkalmazunk, hogy a szélsőséges kilengéseket megragadjuk az adatsorban. Egy Student t-kopula segítségével meghatározzuk a portfólión belüli interdependencia szerkezetét, valamint szimuláljuk a portfólió jövőbeli veszteség-eloszlását. A bemutatott metodológia alkalmazásán keresztül gyakorlatilag egy piaci kockázat menedzselési platformot hozunk létre, melyet pragmatikusan GARCH-EVT-KOPULA platformnak nevezhetünk, és amely által pontos és transzparens kockáztatott érték becslést kapunk a portfólió szintjén.

JEL kódok: G17, G11

Kulcsszavak: piaci kockázat, nemlineáris, GARCH, extrém érték elmélet, kopula, kockáztatott érték.

Bevezetés

A piaci kockázat a klasszikus meghatározás szerint a kereskedési portfólió értékének, illetve banki jövedelmeknek az ingadozása a piaci kockázati tényezők (piaci árak, kamatlábak, árfolyamok) ingadozásának hatására. Nagy értékű kereskedési portfólióval rendelkező pénzintézetek számára a piaci kockázat megfelelő modellezése és mérése elsődleges szemponttá vált az elmúlt néhány évben, tekintve, hogy ezen entitások rendkívül érzékenyek az extrém, szélsőséges piaci mozgásokkal

[1] Babeş–Bolyai Tudományegyetem, Közgazdaság- és Gazdálkodástumányi Kar, Kolozsvár

szemben. Például azon nemzetközi tevékenységet és tranzakciókat lebonyolító bankok, melyek szignifikáns kereskedési portfólióval rendelkeznek, kötelező módon kockázati tőkét kell allokáljanak a piaci kockázati kitettségből származó nem várt veszteségeikre. Ebben a kontextusban a kockáztatott érték (Value-at-Risk, VaR) a pénzügyi szférában legnépszerűbb és leggyakrabban használt piaci kockázati mérőszám, elsősorban egyszerűségének és könnyű értelmezhetőségének köszönhetően. Jelen dolgozat elsősorban arra fókuszál, hogy a lehető legpontosabb és legmegbízhatóbb VaR-értéket becsülő kockázatmenedzselési platformot dolgozzon ki. Ezt szem előtt tartva, a kihívás a 2007-ben kirobbant gazdasági válságot követően már nem abban áll, hogy megfelelő modellt találjunk a piaci kockázat paramétereinek meghatározására, hanem abban, hogy a rendelkezésre álló módszereket társítva a XXI. századot jellemző kifinomult technológiai háttérrel, olyan kockázatmenedzselési platformot dolgozzunk ki, melynek megbízhatósága és pontossága enyhíti a válság okozta bizonytalan pénzügyi környezet hatásait.

1. Szakirodalmi áttekintés

A részvényhozamok eloszlásának modellezése GARCH, extrém érték modellek (EVT) és kopulák felhasználásán keresztül számos kutatásban kerül alkalmazásra és tesztelésre, mind általános piaci szempontból, mind specifikusabb pénzügyi szemléletmódból.

Hotta, L.K. et al. (2006) a kockáztatott értéket EVT és kopula-megközelítéssel becslik. A hozamok modellezése standard GARCH-modellen keresztül történik, az elemzés alapjául szolgáló portfólió alkotóelemei az IBOVESPA és MERVAL[2] tőzsdeindexek. Az általuk használt Gumbel-kopulán és általános Pareto-eloszláson alapuló VaR-becslés eredményeit a hagyományos módszerek eredményeivel hasonlítják össze. Eredményeik alapján a kopula-megközelítés jobban teljesít, mint a három hagyományos modell, a BEKK-modell (Engler–Kroner 1995), a DCC-modell (Engle 2002) és az EWMA-modell. Hasonló modellen keresztül Jondeau et al. (2001) egy portfólió-szintű interdependenciát határoznak

[2] Brazíliai és argentínai tőzsdeindexek.

meg. A standard GARCH-al ellentétben, Jondeau, E. és Rockinger, M. (2002) a Hansen-féle GARCH-modellt használják a hozamok volatilitásának modellezésére, valamint egy Student t-kopulát a függőségi struktúra modellezésére. A két dolgozatot összehasonlítva levonható a következtetés, miszerint az aszimmetrikus GARCH-modell a hozam-variancia dinamikus mivoltát pontosabban ragadja meg, mint a standard modell, valamint a Student t-kopulán keresztül a hozamokban fellelhető többlet-csúcsosságot (kurtózist) jobban lehet magyarázni, mint a Gumbel-kopulával.

Kole, E. et al. (2006) az előbbi két cikkben taglalt Student t-kopulát hasonlítják össze a Gumbel-kopulával és a Gauss-féle kopulával. Az elemzést egy terjedelmes, számos értékpapírt tartalmazó portfólión keresztül végzik el. Következtetéseik szerint a Student t-kopulához képest a Gauss-kopula alulbecsüli, míg a Gumbel-kopula felülbecsüli a veszteségeloszlást. Ugyanakkor kimutatják, hogy a Gauss-kopula a diverzifikáció hatékonyságát tekintve túlzottan optimista, míg a Gumbel-kopula pesszimista. A Gauss- és Gumbel-kopula tehát két végletként fogható fel, melyek között a Student t-kopula lehet az „arany középút". Kole, E. et al. kutatásával összhangba hozható Nystrom, K. és Skoglund, J. (2002) elemzése, akik a becslések pontosságát a GARCH-modellek innováció[3]-eloszlásában keresik. Eredményeik szerint a normális eloszlás alulbecsüli az alsó farkot és felülbecsüli a felső farkot, míg a t-eloszlás mindkét farkot felülbecsüli. A két kutatás között analógiát keresve, a Student t-eloszlás arany középút helyett inkább „best practice"-nek mondható.

Az előbbi négy dolgozattal ellentétben, Eksi, Z. et al. (1996) a GARCH–EVT megközelítés hátrányaira hívja fel a figyelmet, elsősorban a GARCH-módszer által meghatározott „túlzott", nyomatékos volatilitás-dinamizmusra, majd az ehhez tartozó EVT-küszöbérték becslésre. A nagy volatilitású napi hozamértékek esetében a küszöbérték folyamatos újrabecslése könnyen az eredmények (számolt VaR) irrelevanciájához vezethet.

Hansen, P. és Lunde, A. (2001) a szakirodalomban fellelhető legmélyrehatóbb GARCH-elemzést végzik el. 330 GARCH-modellt hasonlí-

[3] Standardizált reziduumok.

tanak össze (szimmetrikus és aszimmetrikus GARCH-modelleket egyaránt), arra keresve a választ, hogy melyik írja le a legjobban a volatilitás dinamikus alakulását. Eredményeik meglepőek, hiszen nincs arra utaló bizonyíték, hogy bármely, időben később kidolgozott GARCH-modell képes lenne a standard normális GARCH(1,1) modellt túlteljesíteni. Az elemzés input-adatait az IBM-részvények hozamai képezik.

Barnett, J. et al. (2007) dolgozatukban a t-kopula hátrányait vizsgálják. Hangsúlyozandó, hogy az extra paraméter, amit a t-kopula bevezet (szabadságfok), a Gauss-féle kopulával szemben, szükséges, de nem elégséges indok egy modellezés alapjául szolgáló kopula megválasztásához. Elemzésükben egy általánosított, többváltozós t-kopulát tesztelnek; az eredményekből egyértelmű következtetés a kopula hatékonyságára vonatkozóan nem vonható le, de világosan látszik, hogy egy apró finomítás a standard kétváltozós Student t-kopulában szignifikáns változásokat okoz bármely portfólióban megfigyelt interdependenciában.

Bouyé, E. et al. (2000) számos kopula alkalmazását tesztelik pénzügyi adatok esetén, kitűnő matematikai hátteret nyújtva a kopula-modellezés működési mechanizmusának megértéséhez. Egyetértek Bouyé et al. nézőpontjával, mely szerint a kopulák az egyik legerősebb eszközt jelentik a kockázati modellezéssel foglalkozók számára. Ezen túl számos megválaszolatlan kérdés áll fenn e modern koncepcióval kapcsolatban, valamint további fejlesztések és tesztek szükségesek ahhoz, hogy a kopulák adta előnyöket megfelelően tudjuk kamatoztatni.

Engle, R. és Manganelli, S. (2001) a legnépszerűbb VaR-becslési módszereket hasonlítja össze, és egy újszerű koncepciót vezet be a VaR történetében: az Engle és Manganelli (1999) által meghatározott CAViaR[4]-ba bevezeti az extrém-érték elméletet. Eredményeik alapján az így kapott CAViaR-modellre elmondható, hogy az összes többi modellel szemben a legjobban képes VaR-értéket becsülni a vastag farkú eloszlások esetén.

Benedek, G. et al. (2002) m-dimenziós kopulákon keresztül mérik a

[4] Conditional Autoregressive Value at Risk, a kockáztatott érték legfejlettebb számítási módszere, gyakorlatilag a két szerző újradefiniálja és pontosítja a VaR-t.

pénzügyi piaci faktorok közötti függőséget. A kopula legnagyobb előnye véleményük szerint, hogy segítségével ki tudunk lépni a normalitás hipotézisére épülő modellek világából, és a lineáris korreláció mellett lehetőségünk van alternatív kapcsolat-szorossági mértékek használatára. Ezt kiegészítve továbbléphetünk az egy- és kétdimenziós elemzéseken is. Összehasonlító elemzésükben a Gauss-féle, Student t-, MM1 és MM2 kopulát tesztelik a Dow-Jones, illetve BUX tőzsdeindexeken. Következtetéseik szerint kockázatos piacokon (jellemzően Közép-Kelet-Európa, így Románia is) a normalitásra épülő modelleknek nincs gyakorlati relevanciája. Kóbor, Á. (2000) szintén a normalitásra épülő modellek vizsgálatából indul ki, a normalitás hipotézisének alternatíváit keresi a kockáztatott érték számításában. A bemutatott metodológia a BUX és DJIA indexeken keresztül kerül alkalmazásra. Legfontosabb következtetései, hogy a feltételes eloszlásokon alapuló modellek nyugodt időszakban nem eredményeznek túl konzervatív VaR-értékeket, szemben az időfüggetlen eloszlásokkal, amelyek ekkor túlbecsülik a VaR-értékeket. Ugyanakkor a t-eloszlás bevezetésével megbízhatóbb VaR-értékekhez jutunk, az eloszlás kondicionalitásának feltételezése pedig még javítja a becslések pontosságát.

Hsu, C. et al. (2011) a kopula-EVT módszer hatékonyságát vizsgálják, szemiparametrikus eloszlásra alapozva. Elemzésükben a legnagyobb fejlődési potenciált rejtő hat ázsiai piac adataiból indulnak ki (Indonézia, Dél-Korea, Malajzia, Szingapúr, Tajvan és Thaiföld). A függőség struktúrájának meghatározásában a Gauss-féle, Gumbel- és Clayton-kopulákat hasonlítják össze. Eredményeik alapján az EVT-vel társított kopulák jobban teljesítenek, mint az önmagukban vett kopulák, kiemelt helyen említve a Clayton-kopulát (EVT modellre építve), mely mindegyik piac esetén, függetlenül a feltételezett hozameloszlástól, a legmagasabb megbízhatósági szinttel teljesít.

A kopula-megközelítést kritikusan megközelítő Abbate, D. et al. (2009) arra hívják fel a figyelmet, hogy a kopulákon keresztül történő modellezés esetén könnyen olyan eredményhez juthat egy elemző, mely a diverzifikáció előnyeinek logikájával ellentmond. Ennek érdekében, a tradicionális kopulák mellett (Gaussi és Student t) az ún. archimédeszi

kopulák családját javasolják kockázati modellezésre, kimutatva, hogy a Frank-kopula és a Cock-Johnson-kopula jobban teljesít, mint a hagyományos kopulák. Hasonlóképpen Chen, X. et al. (2008) a kopulák önmagában vett használatát bírálják, kimutatva, hogy a szemiparametrikus nemlineáris modellezés jobban teljesít, mint a parametrikus modellek.

2. Metodológia

2.1. A GARCH-modell

A GARCH[5]-modellt Engle, R. (1982) és Bollerslev, T. (1986) fejlesztették ki azzal a céllal, hogy a hozamok volatilitásának klasztereződését megragadják. A volatilitás klasztereződési hatásáról az első empirikus megfigyelések már Mandelbrot, B. (1963) idejéből jegyezhetők. Ha a piacot erős sokk éri, a volatilitás nemcsak megváltozik, de egy újabb sokk bekövetkeztének valószínűsége is jelentősen megnő. Egy portfólió kockázatának mérésekor, valamint opcióárazás szempontjából, ez a hatás kritikus. A GARCH-modellben a veszteségeloszlás időbeni változásai autokorreláltak, valamint a (feltételes) variancia egy autoregresszív folyamat outputjaként fogható fel. A modell alapkoncepciója tehát, hogy képes megragadni a volatilitás klaszterező hatást.

A modell két fogalmat tisztáz: feltétel nélküli, illetve feltételes varianciát. A feltétel nélküli variancia a megfigyelt múltbeli hozamok varianciája, mely konstans az adatsor bármely pontjában. Gyakorlatilag a hosszú távú átlagos varianciaértéket jelöli a megfigyelt periódusra vonatkozóan. Ezzel szemben a feltételes variancia a megfigyelések minden pontjában változó, hiszen a múltbeli hozamok alakulása határozza meg. Például ha „n" megfigyelésünk van, és a „*t.*"-edik időpontban akarjuk felírni a volatilitást, akkor a feltételes variancia (r_1, r_2, r_3, …, r_{t-1}) függvénye, míg a feltétel nélküli (r_1, r_2, r_3, …, r_n) függvénye. A feltételes variancia bevezetésének oka tehát a hozamok dinamikus mivoltának beépítése a GARCH-modellbe. A hozameloszlás a *t.*-edik pillanatban magába foglalja a (*t–1*).-edik pillanatig megfigyelt összes múltbeli hozamot, mint nem-sztochasztikus idősor.

[5] Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, Általánosított Autoregresszív Feltételes Heteroszkedaszticitás.

A szimmetrikus normális GARCH-modell az ún. alapesetbeli, Bollerslev, T. (1986) által kidolgozott formulát takarja, mely az Engle, R. (1982)-féle ARCH-modell továbbfejlesztett, általánosított változata. Az alapmodellben a volatilitás- és hozam-egyenletek:

$$r_t = c + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$
$$\sigma t_2 = \omega + \alpha \varepsilon^2_{t-1} + \beta \sigma^2_{t-1}$$

Az egyenletekben *r* a hozamot, σ pedig a feltételes varianciát jelöli. A t.-edik periódusban tehát a variancia egy hosszú távú átlagérték (ω), a múltbeli volatilitásokról rendelkezésünkre álló információ ($\alpha\varepsilon^2_{t-1}$), valamint a megelőző periódus varianciájának ($\beta\sigma^2_{t-1}$) függvénye. A volatilitás-egyenletben szereplő ε az ún. piaci sokkot jelöli[6], mely egy feltételes normális folyamatként fogható fel, nulla várható értékkel és időben változó feltételes varianciával. A piaci sokkot általában az átlagos hozamelteréseként határozzák meg ($r_t - \bar{r}$), ahol r_t a t.-edik periódusban megfigyelt hozam és r a múltbeli átlag.

A feltételes variancia meghatározásához a $\sigma^2_t = \sigma^2_{t-1} = \overline{\sigma^2}$ egyenletből indulunk ki. Ezt behelyettesítve a GARCH-modell feltételes variancia-egyenletébe kapjuk:

$$\overline{\sigma^2} = \frac{\omega}{1 - (\alpha + \beta)}$$

a normális szimmetrikus GARCH-modell esetén. A levezetett egyenlet segítségével meghatározhatóak azon feltételek és kikötések, melyek szükségesek ahhoz, hogy a modell értelmezett legyen: $\omega > 0$, $\alpha + \beta < 1$, valamint $\alpha, \beta > 0$. Tehát kikötések teljesülése értelmében a feltétel nélküli variancia véges és pozitív, míg a feltételes variancia mindig pozitív értéket vesz fel. A GARCH-modellben α a feltételes variancia reakcióját méri a piaci sokkokra, β a feltételes variancia perzisztenciáját méri bármivel szemben, ami a piacon történik, az $(\alpha + \beta)$ összeg pedig a feltételes variancia konvergálásának sebességét határozza meg a hosszú távú átlagérték felé.

[6] Az alaptrendet figyelembe véve kiugróan magas, illetve alacsony hozamszintek.

A GARCH-modellek becslése, hatékonyság és relevancia szempontjából, napi vagy heti adatok esetén indokolt, havi szinten a becslés értelmét veszti. Ennek oka, hogy a volatilitás klaszterező hatás a pénzügyi eszközök hozamában eltűnik,[7] ha a hozamok hosszabb időintervallumra vannak számolva. A GARCH-modellek paramétereit loglikelihood módszerrel becslik, a következő loglikelihood függvények összegét kell maximalizálni:

$$\ln L(\theta) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left[\ln(\alpha_t^2) + \left(\frac{\varepsilon_t}{\sigma_t}\right)^2\right],$$

ahol θ a feltételes variancia-egyenlet paramétereit jelöli. A szimmetrikus GARCH-modellben $\theta = (\omega, \alpha, \beta)$.

Az eddig bemutatott GARCH-modell elsődleges korlátja, hogy szimmetrikus reakciót vált ki a hozamokban pozitív, illetve negatív sokkok esetén. Ennek fő oka, hogy a feltételes variancia egyenletében a késleltetett reziduumok négyzetei szerepelnek.[8] Empirikus tapasztalatok alapján kijelenthetjük, hogy egy negatív sokk a pénzügyi piacokon nagyobb ingadozást okoz, mint egy hasonló erejű pozitív sokk. A részvénypiacok esetében ezt leverage effektusnak nevezzük, mely által egy vállalat részvényárfolyamában bekövetkező csökkenés a D/E[9] arányt szignifikánsan megnöveli. A részvényesek számára ergo megnő a jövőbeli cash flow-k kockázata. Ugyanezen logikát továbbvíve megfigyelhető, hogy az előbbi forgatókönyv egy kiugró árfolyam-növekedés esetén nem valósul meg, hiszen a részvényes számára az semmilyen hatással nem bír a kockázatra nézve. Végeredményben tehát egy negatív korrelációról beszélhetünk a részvényhozamok és a volatilitás között.[10]

Az első, szakirodalomban jegyzett aszimmetrikus GARCH-modell az A-GARCH, melyet Engle, R. (1990) fejlesztett ki. Az A-GARCH-ra épülő legnépszerűbb aszimmetrikus GARCH-modellek a GJR-GARCH,

[7] A volatilitás ekkor egy hosszú távú átlagérték felé konvergál.

[8] Az előjel adta magyarázóerő eltűnik.

[9] Idegen tőke/Saját tőke (Debt/Equity).

[10] A bemutatott két sokk ellentétes irányban idéz elő aszimmetriát a kötvénypiacon (Alexander 2008. 148).

E-GARCH, valamint az Analitikus E-GARCH-modellek.[11] A GJR-GARCH-modellt Glosten, Jagannathan és Runkle fejlesztették ki 1993-ban, gyakorlatilag az A-GARCH-modell egy finomított, korszerűsített változata. A modell a szimmetrikus normális GARCH-modellhez képest bevezet egy extra paramétert, mely az előbbiekben taglalt leverage-effektust hivatott parametrizálni. A paraméter jellegzetessége, hogy az aszimmetriát kizárólag a negatív sokkokon keresztül építi be a modellbe. A GJR-GARCH-modellben a volatilitás-egyenlet a következő formát ölti („*l*" a leverage paraméter):

$$\sigma^2_t = \omega + \alpha\varepsilon^2_{t-1} + \lambda l_{\{\varepsilon_{t-1} < 0\}}\varepsilon^2_{t-1} + \beta\sigma^2_{t-1} \ ,$$

ahol $l_{\{\varepsilon_{t-1}<0\}} = 1$, ha $\varepsilon_t < 0$, illetve 0, minden más esetben. A GJR-modell esetében a paraméterbecslés a már előbbiekben bemutatott GARCH-likelihood függvények segítségével történik, melyekben a volatilitás az újonnan bevezetett leverage paraméter függvénye. A modell gyakorlatilag a szimmetrikus normális GARCH-modell egy olyan továbbfejlesztett változata, mely képes megragadni azon hatást, melyben a negatív sokkok nagyobb hatást gyakorolnak volatilitás-ingadozásra, mint a pozitív sokkok.

2.2. EVT-modellek

Az extrém érték elmélet[12] (EVT) egy olyan koncepció, mely valamely változók esetén egyedi (testreszabott) eloszlást képes meghatározni, figyelembe véve ún. „extrém" eseményeket. Az elmélet gyakorlatilag véletlen változók eloszlásának a modellezésére használatos, a részvényárfolyamok elemzése esetén általában az eloszlások szélének modellezésére használják. Extrém érték eloszlások bevezetése egy modellezési folyamatba olyankor tanácsos, amikor kivételes nagyságot ölt egy veszteség-kvantilis, így az EVT elmélet felhasználásával lehetséges diagnosztizálni egy kivételes periódust az eloszlásban. Két típusú extrém ér-

[11] Az egyes GARCH-modellek részletes bemutatását lásd Alexander: *Market Risk Analysis*, 2008, Vol. II., 147–157.

[12] Extreme Value Theory, rövidítése a továbbiakban EVT.

ték eloszlást különböztet meg a szakirodalom: a GEV[13]-eloszlást, valamint a GPD[14]-eloszlást. Az egyes eloszlások két extrém érték modellt, módszert határoznak meg, melyek alkalmasak a veszteségeloszlások parametrizálására, figyelembe véve a kilengő veszteségeket.

Az első módszer, a *block maxima* modell, az idősor esetén megfigyelt minimum, illetve maximum értékek eloszlását hivatott magyarázni. A módszer lényege, hogy a megfigyelések sorozatát (adatbázist) ún. tömbökre osztjuk, majd az egyes tömbök esetén megfigyelt maximum értéket extrém értéknek tekintjük. Az így kapott extrém értékek a block maxima modell értelmében GEV eloszlást követnek. A második módszer, a *küszöbérték*[15] modell, egy meghatározott küszöbértéknél nagyobb értéket extrém értéknek tekint az adatsor bármely pontjában. A *peak-over-threshold* modell az extrém értékek meghatározása után kiszámolja a túllépéseket (túllépés = extrém érték – küszöbérték), majd ezeket egy GPD-eloszláshoz igazítja.

A peak-over-threshold módszer esetén használatos eloszlás-paraméterek meghatározásában első lépésként diagnosztizálnunk kell az extrém értékeket az adatbázisban. Legyen az adatsorból vett minta r_t, $t = 1,2, \ldots, n$, egy tetszőleges eloszlásfüggvénnyel: $F(x) = \Pr(r_t \leq x)$. A küszöbértéket u-val jelölve elmondhatjuk, hogy a túllépések $r_t > u$ esetén figyelhetőek meg, bármely $t = 1,2, \ldots, n$ pillanatban. A túllépés matematikailag: $y = r_i - u$. A valószínűségfüggvény eloszlása:[16]

$$F_u(y) = \Pr(r - u \leq y \mid r > u)$$

Tekintve, hogy r meghaladja a küszöbértéket (u), meghatározható azon y, mely a maximális értéket (túllépést) jelöli, amivel r túllépheti a küszöbértéket. Valószínűségi függvénnyel leírva ezen kijelentést, kapjuk:

[13] Generalized Extreme Value (Általánosított Extrém Eloszlás).

[14] Generalized Pareto Distribution (Általánosított Pareto-eloszlás), csak az eloszlás valamely szélében megfigyelt értékek tekinthetőek extrém értéknek, általában azon esetben, amikor meghaladnak egy önkéntesen kiválasztott küszöbértéket.

[15] A továbbiakban peak-over-threshold módszer.

[16] r meghaladja u-t, azaz a küszöbértéket.

$$F_{(u)}y = \frac{Pr(r \mid -u \leq y, r > u)}{Pr\,(r > u)} = \frac{F(y + u)}{1 - F(u)}$$

Tudva, hogy $r > u$ és $x = y + u$, a következő egyenlet írható fel:

$$F(x) = [1 - F(u)]F_u(y) + F\,(u)$$

Balkema, A. és de Haan, L. (1974), valamint Pickands, F. (1975) elméletei alapján eléggé magas u küszöbérték esetén a túllépések eloszlásfüggvényét nagyban közelíti a GPD-eloszlás. A küszöbérték meghatározásakor figyelnünk kell arra, hogy elég alacsony legyen ahhoz, hogy elegendő számú túllépést kapjunk a farok-paraméterek pontos becsléséhez; ugyanakkor a küszöbértéknek elég magasnak kell lennie ahhoz, hogy a GPD megfelelően közelítse az empirikus eloszlást. McNeil, A. és Frey, R. (2000), valamint Nyström, K. és Skoglund, J. (2001) Monte-Carlo-szimulációkon keresztül próbálnak maximum likelihood (ML) függvényen keresztül optimális küszöbértéket találni, különféle típusú eloszlások és nagyságú megfigyelések esetén. Eredményeik alapján egy EVT-modellezés akkor releváns, ha a küszöbérték által meghatározott extrém értékek a megfigyelések 5–13%-át képezik.

2.3. Kopulamodellek

A kopulák mögött álló meghatározó ökonometriai koncepció, hogy bármely eloszlás lebontható marginális vagy peremeloszlásokra, és a függőségi struktúrát (interdependenciát) meghatározhatjuk egy kopulafüggvénnyel. A kopulák segítségével külön-külön becsült marginális eloszlások egyesíthetőek egy globális eloszlásban, mely a marginálisok összes eredeti tulajdonságát tartalmazza.

Definíció – Kopula:

Kopulán az m-dimenziós, egyenletes eloszlású peremekkel rendelkező valószínűségi vektor eloszlásfüggvényét értjük. Matematikailag a kopula egy olyan $C:[0,1]^m \rightarrow [0,1]$ leképezés, amely rendelkezik az alábbi három tulajdonsággal:

1. $C(x_1,x_2, ..., x_m)$ minden komponensében szigorúan monoton
2. $C(1, ..., x_j, ..., 1) = x_j$ minden $j = 1,2, ..., m$-re, $x_j \in [0,1]$

3. tetszőleges $(a_1, ..., a_m), (b_1, ..., b_m) \in [0,1]^m$ vektorokra, ahol $a_j \le b_j$ igaz, hogy:

$$\sum_{j_1=1}^{2} \sum_{j_2=1}^{2} \dots \sum_{j_m=1}^{2} (-1)^{j_1+\dots+j_m} C(x_{1j_1}, \dots, x_{mj_m}) \ge 0$$

$$x_{k_1} = a_k, \; x_{k_2} = b_k, \; k = \overline{1, m}$$

A kopula fontos szerepet játszik az eloszlások konstruálásában. A kopula fogalma emellett alapvető a valószínűségi változók függőségének megértésében, illetve aszimmetrikus eloszlásokra épülő modellek megalkotásában. A kopula fogalmára építve (analóg módon) a normális eloszlást[17] is újradefiniálhatjuk, mint egydimenziós normális eloszlások kombinációját, a Sklar-tételnek köszönhetően.

Sklar-tétel (1996):

Legyen H egy m-dimenziós eloszlásfüggvény, $F_1, ..., F_m$ peremekkel. Ekkor létezik m-dimenziós kopula, vagyis:

$$H(x_1, ..., x_m) = C[F_1(x_1), \dots, F_m(x_m)].$$

Gyakorlati modellezésben (algoritmikában) a fordított tétel használatos: ha C egy m-dimenziós kopula, $F_1, ..., F_m$ eloszlásfüggvények, akkor a fent megadott H egy m-dimenziós eloszlásfüggvény $F_1, ..., F_m$ peremekkel.

Sklar-tétel következménye:

Ha H folytonos m-dimenziós eloszlás $F_1, ..., F_m$ peremeloszlásokkal és $F_1^{-1}, \dots, F_m^{-1}$ kvantilisfüggvényekkel, akkor a

$$C(u_1, ..., u_m) = H[F_1^{-1}(u_1), \dots, F_m^{-1}(u_m)]$$

kopula egyértelmű. Abban az esetben, ha H nem folytonos, a fenti kijelentés nem igaz. A tétel alapján megadhatjuk a Gauss-féle kopula definícióját, amely egydimenziós normális eloszlású peremekkel többdimenziós normális eloszlást eredményez.

[17] Azon túl bármely eloszlást is.

Definíció – Gauss-féle (normális) kopula:

Legyen R egy szimmetrikus, pozitív véges mátrix, melyben diag(R) = 1, valamint jelölje Φ_R a standard többváltozós normális eloszlást, R korrelációs mátrixszal. Ekkor a Gauss-féle kopula:

$$C(u_1, u_2, \ldots, u_n; R) = \Phi_R (\Phi^{-1}(u_1), \Phi^{-1}(u_2), \ldots, \Phi^{-1}(u_n)),$$

ahol $\Phi^{-1}(u)$ az inverz kumulált eloszlásfüggvényt jelöli. Gyakorlatiasan, a Gauss-féle kopulán a következő függvényt értjük:

$$C(x) = \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(x_1)} \ldots \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(x_m)} K\,|\Sigma|^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{1}{2}(x-\mu)T\Sigma^{-1}(x-\mu)} dx_m \ldots dx_1,$$

ahol $\Phi(.)$ a standard normális eloszlás eloszlásfüggvénye, K pedig az m-dimenziós normális eloszlás sűrűségfüggvénye. A kopula lényege tehát abban áll, hogy az eloszlást felbontjuk peremeloszlásokra, illetve az ezeket kombináló kovariancia-struktúrára. Ha normális eloszlású peremekre nem-gaussi kopulát teszünk, akkor olyan eloszlásokat tudunk konstruálni, amelyek nem normálisak normális eloszlású peremekkel.

Definíció – Student t-kopula:

Legyen R egy szimmetrikus, pozitív véges mátrix, melyre diag(R) = 1, valamint jelölje T_{Rv} a Student t-eloszlást, melyben R a korrelációs mátrix, ν a szabadságfok. Ekkor a többváltozós Student t-kopula a következőképpen írható fel:

$$C(u_1, u_2, \ldots, u_n; R, \nu) = T_{R\nu} (t_\nu^{-1}(u_1), t_\nu^{-1}(u_2), \ldots., t_\nu^{-1}(u_n)),$$

ahol $t_\nu^{-1}(u)$ az inverz Student t-kumulált eloszlásfüggvényt jelöli. A t-kopula nagy előnye, hogy bevezet egy extra-paramétert a Gauss-kopulához képest, a szabadságfokot, mely a marginális (perem) eloszlások[18] interdependenciáját képes megragadni (Alexander 2008 és Sklar 1996 alapján).

2.4. Kockáztatott érték (Value-at-risk)

Piaci kockázatnak nevezzük azon jövőbeli események észrevételének bizonytalanságát, melyek szignifikáns veszteséget okozhatnak egy

[18] Extrém értékek, szélek eloszlása.

részvényportfólió szintjén. A modern piaci kockázatelemzés legnépszerűbb elemzési rendszerét a kockáztatott érték – Value at Risk (VaR) – számításához kapcsolódó módszerek jelentik. Ez tipikusan egy olyan alkalmazási terület, ahol az alapeloszlásra – a mi esetünkben a piaci hozamok eloszlására – vonatkozó normalitás hipotézise a legkevésbé állja meg a helyét. Az alapadatok (hozam és volatilitás) komponensenkénti, egydimenziós idősoraira többnyire a csúcsosság, illetve a hosszan elnyúló, vastag szélek a jellemzőek.

A kockáztatott érték adott időintervallum alatt a várható legnagyobb veszteséget méri adott konfidenciaszint mellett, normál piaci körülmények között. A VaR két input-paraméterrel dolgozik: időhorizont (minél hosszabb az elemzési horizont, annál nagyobb a VaR értéke) és konfidenciaszint (minél magasabb a konfidenciaszint, annál nagyobb a VaR értéke). Gyakorlati szempontból, ha a hozamok adatsorában a nyereségeket negatív előjellel jelöljük, a veszteségeket pedig pozitív előjellel, a VarR-t az eloszlás tetszőleges q_α kvantiliseként határozhatjuk meg:

$$\mathrm{VaR}_\alpha = q_\alpha$$

3. Alkalmazás

3.1. Adatok

A metodológiában bemutatott kockázatmodellezési és -értékelési eljárások egy öt romániai részvényből álló portfólió keretén belül kerülnek alkalmazásra. A részvények szimbólumai: SIF1, SIF2, SIF3, SIF4, SIF5; az értékpapírokkal a Bukaresti Értéktőzsdén kereskednek. A SIF értékpapírokból álló portfólió kiválasztásának fő indoka, hogy magas fokú piaci likviditással rendelkeznek, historikus árfolyam-adatbázisuk hosszú időre nyúlik vissza, csupán néhány hiányzó értékkel. Mind az öt vállalat a romániai pénzügyi szektor részét alkotja, elsődleges tevékenységi területüket romániai vállalatokba való befektetések képezik. A megfigyelések a 2000. jan. 5–2011. márc. 24. közötti periódust fedik le, az adatbázis összesen 2767 megfigyelésből áll. A hiányzó értékek az előző napi értékkel lettek helyettesítve.[19] Az árfolyam-adatsorból a hozamok

[19] Ha a megelőző napi adat is hiányzik (4-5 esetben), akkor a legközelebbi múltbeli árfolyamot tekintjük.

logaritmált formában lettek származtatva (p_t az árfolyamot jelöli a t.-edik időpontban):

$$rt = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}} .$$

Az adatok forrása a Bukarest Értéktőzsde adatbázis-archívuma.

3.2. GARCH-modellek

A GARCH-modellek becslését megelőzően meg kell vizsgálnunk, hogy autokorreláltak-e a hozamok, valamint a volatilitás klaszterező effektus[20] jelen van-e az adatsorban. Az elemzés grafikusan és statisztikailag is elvégezhető, az eredményeket az 1., a 2., a 3. és a 4. mellékletek tartalmazzák. A grafikus ACF[21]-analízis SIF1, SIF2 és SIF4 esetén erős autokorrelációt mutat, SIF3 és SIF5 enyhén autokorreláltak. Ugyanakkor a négyzetes hozamok ACF-elemzése alapján mind az öt adatsorban erős autokorreláció figyelhető meg. A statisztikai eredmények alátámasztják a grafikus elemzés eredményeit. Az eredmények alapján tehát a hozamok autokorreláltak, és időben változó, dinamikus volatilitással jellemezhetőek, így a GARCH-modell megfelelően képes magyarázni a hozamokat generáló folyamatot.

A megfelelő GARCH-modell kiválasztásához első lépésben egy GJR-GARCH-modellt becslünk, majd a statisztikailag nem szignifikáns változókat kihagyjuk a modellből és újrabecsüljük a GARCH-ot. A koefficiensek becslése maximum-likelihood módszerrel történik, feltételezve az innovációk t-eloszlását. A GJR-GARCH-modellt a következő formában becsüljük:

$$r_t = c + \varepsilon_t$$
$$\sigma_t^2 = \omega + \sigma\varepsilon_{t-1}^2 + \lambda\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 .$$

A hozam egyenletben r_t a hozamot, c a hozam hosszú távú átlagértékét, ε_t a reziduumtagot jelöli. A volatilitás egyenletben ω a konstans paramétert, α a GARCH hibatagot, λ a leverage koefficienst, míg β a késlel-

[20] A klaszterhatás diagnosztizálható, ha kiszámoljuk a négyzetes hozamok autokorrelációjának fokát.

[21] Autokorrelációs Függvény (Autocorrelation Function).

tetési paramétert jelöli. A kezdeti becslés eredményei meglepőek, a leverage-paraméter egyik SIF esetében sem szignifikáns. A GJR-GARCH hozam-variancia egyenletek:

SIF1:

$$r_t = 0{,}0969 + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = 0{,}4006 + 0{,}2412\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}0033\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}7514\sigma_{t-1}^2$$

SIF2:

$$r_t = 0{,}1383 + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = 0{,}5272 + 0{,}2195\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}0019\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}7524\sigma_{t-1}^2$$

SIF3:

$$r_t = 0{,}1006 + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = 0{,}5417 + 0{,}2355\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}0174\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}7483\sigma_{t-1}^2$$

SIF4:

$$r_t = 0{,}0777 + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = 0{,}3561 + 0{,}1644\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}0158\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}8138\sigma_{t-1}^2$$

SIF5:

$$r_t = 0{,}1142 + \varepsilon_t$$

$$\sigma_t^2 = 0{,}5790 + 0{,}2019\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}0088\varepsilon_{t-1}^2 + 0{,}7613\sigma_{t-1}^2$$

Forrás: Saját becslés, gretl.

A leverage-paraméter, a 2000–2008-as elemzési horizontot véve alapul, szignifikáns a modellben. A 2000–2010-es periódusbeli váltás oka, hogy a válság okozta „hatalmas" negatív sokkot a GJR-GARCH-modell a leverage-paraméter szintjén nem képes (vagy csak torzultan) értelmezni.[22] Összegezve tehát, a kezdeti becslésből levonható azon következtetés, miszerint a hozamok volatilitása egyenlő mértékben befolyásolt negatív, illetve pozitív, ugyanolyan mértékű „sokkok" által. A SIF részvények esetén elvetendő az a hipotézis, mely szerint egy negatív hozam erősebben hat a volatilitásra, mint egy pozitív hozam. Mivel az eredmé-

[22] Ez nem jelenti azt, hogy a GARCH-modellek nem képesek recessziós periódusokat megragadni, a téma bővebben kifejtve a következtetés-részben.

nyek nem indokolják a leverage-paraméter használatát, a változót kihagyjuk a modellből, és egy GARCH(1,1) modellt kapunk.

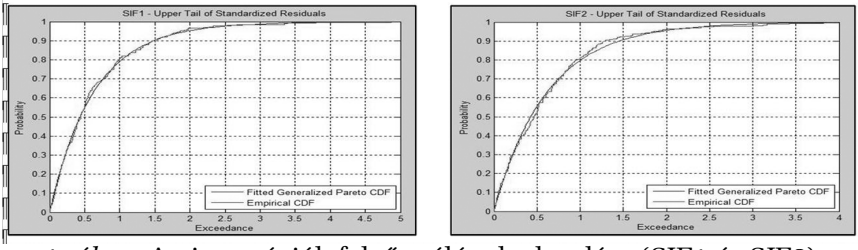
A modellezési eljárás következő lépésében a standardizált reziduumok autokorrelációs analízisét végezzük el. A GARCH-modell koncepciójában $\varepsilon_t = z_t\sigma_t$, ahol z_t (standardizált reziduum) független, és Student t-eloszlást követ. A z_t értékek számolásakor a reziduum-tagokat (ε_t) elosztjuk a feltételes szórással (σ_t). Az 5. melléklet és a 6. melléklet eredményei alapján a négyzetes standardizált reziduumok nem korreláltak. A kapott eredmények alapján elmondhatjuk, hogy a GARCH-modellek pontosan képesek magyarázni a SIF-idősorokat, valamint a standardizált reziduumok teljesítik a függetlenségi kritériumot, mely szükséges ahhoz, hogy az EVT-modelleket alkalmazzuk a modellezés következő fázisában.

3.3. EVT-modellek

A GARCH-modell becsléséből származó innovációk t-eloszlása nagymértékben képes magyarázni a hozamok többletcsúcsosságát. Mindazonáltal az aszimmetria teljes mértékben nem épül be a modellbe, hiszen a feltételezett eloszlás szimmetrikus. Az innovációk megfelelő parametrizálása kritikus pont a piaci kockázat felbontásában, hiszen később ez meghatározó lesz a portfólió veszteségeloszlásának szimulálásakor. Az innovációk modellezésére EVT-modellt használunk, a peak-over-threshold módszeren keresztül. A standardizált reziduumok extrém elemeinek meghatározásához az értékeket növekvő sorrendbe rendezzük, majd az első 10%-ot tekintjük az alsó, az utolsó 10%-ot a felső szélnek. Ezáltal a küszöbérték implicite meghatározódik a pozitív, illetve negatív sokkok esetében. Az adatsor 10%-ának megválasztásakor, bár önkényesen választottunk, figyelembe vettük a McNeil, A. és Frey, R. (2000), valamint Nyström, K. és Skoglund, J. (2001) által végzett szimulációkat, akik kimutatták, hogy az extrém tartományok az adatsor 5–13%-ában tekintve vezetnek releváns eredményhez.

A peak-over-threshold módszertanában az extrém értékek GPD-eloszlást követnek. Az innovációk modellezésekor az alsó és felső szélek eloszlásához GPD-eloszlást igazítunk, míg az eloszlás belsejét a „kernel

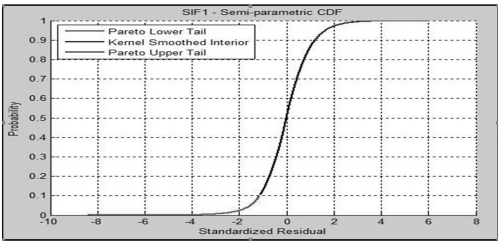
smoothing"[23] módszerrel konstruáljuk. A GPD-eloszlás hatékonyságát jól mutatja az 7. melléklet: az EVT-módszer sokkal jobban közelíti meg az innovációk eloszlását, mint a Student t-eloszlás.[24] Az 1. grafikonon SIF1 és SIF2 esetén láthatóak a felső szélek eloszlásai.



1. *ábra.* Az innovációk felső szélének eloszlása (SIF1 és SIF2)

Forrás: Saját szerkesztés, MATLAB

Az egyes innovációsorok teljes szemiparametrikus eloszlásának felépítéséhez egy CDF[25], illetve ICDF[26]-et hozunk létre. A CDF felvesz egy értéket, megnézi, hogy a becsült szemiparametrikus eloszlásban hol található (szélekben vagy az eloszlás belsejében), majd összehasonlítja ezt a küszöbértékkel, visszaadva egy kumulált valószínűségértéket. Az ICDF függvény hasonlóképpen működik. A két függvény segítségével felépíthetőek az egyes szemiparametrikus eloszlások (lásd 8. melléklet). SIF1 esetén a kumulált eloszlásfüggvényt a 2. grafikon mutatja.



2. ábra. Kumulált eloszlásfüggvény (SIF1)

Forrás: Saját szerkesztés, MATLAB

[23] Interpoláció a felső és alsó küszöbértékek között, maximum likelihood segítségével.

[24] A szabadságfokot bootstrap algoritmussal határoztuk meg.

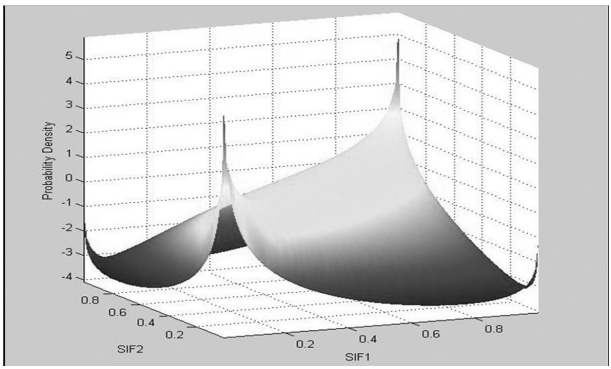
[25] Kumulált eloszlásfüggvény (Cumulative Distribution Function).

[26] Inverz Kumulált eloszlásfüggvény (Inverse Cumulative Distribution Function).

3.4. A kopula-megközelítés

A standardizált reziduumok alapján létrehozott modellekből kiindulva, a portfólió-szintű interdependencia modellezése az elemzés következő része. Az összefüggőség úgy adható meg, hogy a szemiparametrikus eloszlásokat összekötjük egy kopulával. Az alkalmazott kopula a Student t-kopula, melynek indoka, hogy a korrelációs mátrix mellett a kopulának van egy szabadságfok-paramétere is, amely a szélek szintjén képes összefüggést teremteni az egyes SIF-hozamok esetén. A kopula kalibrálása CML[27]-módszer segítségével történik, amely két fázison keresztül építi fel a kopulát.

Első lépésben a kezdeti adatbázist, $X = (X_{1t}, ..., X_{nt})^r{}_{t=1}$ uniformizált értékekké alakítja: egyes $t = 1,2,...,T$ értékekre legyen $u_t = (u^t_1, ..., u^t_n) = [F_1(X_{1t},) ..., F_n(X_{nt})]$. Értelmezés: az i.-edik részvény esetén X_i az innovációk idősora, F_i pedig a CDF. Második lépésben a CML a kopula paramétereinek vektorát (α) becsüli, a következő algoritmussal: $\hat{a}_{CML} = \arg_\alpha \max \sum^r{}_{t=1} \ln c(u^t_1, ..., u^t_n; a)$, ahol c a Student t-kopula sűrűségfüggvénye. A kalibrált Student t-kopula látható a következő grafikonon:



3. ábra. A portfólión belüli függőséget meghatározó Student t-kopula
Forrás: Saját szerkesztés, MATLAB

A kopula által meghatározott korrelációs mátrix pozitív korrelációt

[27] Canonical Maximum Likelihood.

mutat az öt részvény között, míg a relatíve alacsony szabadságfok[28] erős összefüggésre utal az eloszlás széleinek szintjén:

Korrelációs mátrix					
	SIF1	SIF2	SIF3	SIF4	SIF5
SIF1	1	0,7536	0,7237	0,7147	0,7398
SIF2	0,7536	1	0,7298	0,7423	0,8212
SIF3	0,7237	0,7298	1	0,7283	0,7122
SIF4	0,7147	0,7423	0,7283	1	0,7372
SIF5	0,7398	0,8212	0,7122	0,7372	1
Szabadságfok: 5,0266					

Forrás: Saját számítás, MATLAB

3.5. Portfólió-szimuláció

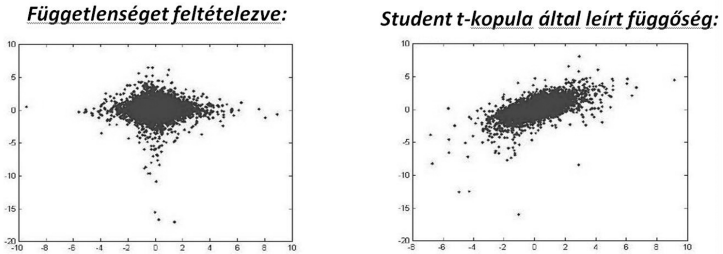
A peremeloszlások modelléből és az interdependencia struktúrájából kiindulva szimulálhatjuk a portfólió veszteségeloszlását és kiszámolhatóak a kockázati mérőszámok. A szimulációt két lépésben valósítjuk meg. Első lépésben a Student t-kopula által meghatározott interdependencia-struktúra felhasználásával, az egyes SIF-értékpapírok esetén (szimulált) hozamokat generálunk, 500 darab 1-napos előrejelzési periódusokat részvényenként. A generált adatsorok t-eloszlást követnek, a t-kopula szabadságfokában meghatározva. A generált hozamokat az EVT-modellel meghatározott szemiparametrikus eloszlásokhoz kell igazítani; a folyamat:

• A hozameloszlást a létrehozott CDF függvény segítségével uniformizáljuk.

• Az így kapott CDF-ek segítségével létrehozzuk a szemiparametrikus eloszlásokat az egyes részvények esetén.

A fenti két művelettel gyakorlatilag létrehozunk egy függőségi rendszert (lásd 4. grafikon), amit a GARCH-modell inputjaként tudunk használni a továbbiakban.

[28] A kopula szabadságfokát a t-kopula negatív log-likelihood függvényének minimumában határozzuk meg.



4. ábra. Szimulált szemiparametrikus eloszlások, SIF1 és SIF2 esetén
Forrás: Saját szerkesztés, MATLAB

A szimuláció második lépésében a szemiparametrikus eloszlásokat inputként vezetjük be a GARCH-modellbe, amely meghatározza a feltételes hozamokat, melyekből már számolható a kockáztatott érték.

3.6. Kockáztatott érték (value-at-risk)

Pozitív előjellel tekintve a veszteségeket és negatívval a nyereségeket, a VaR-érték a feltételes hozam megfelelő $q_{á}$ kvantiliseként becsülhető:

$$VaR_a = q_a$$

A kockáztatott érték az egyes részvények, majd a portfólió szintjén is becslésre kerül; a portfólióban a részvények azonos súlyozással szerepelnek. A kapott eredményeket a következő táblázat tartalmazza az egyedi értékpapírok esetén:

2. táblázat. Kockáztatott érték az egyedi értékpapírok esetén

	Kockáztatott érték		
	90%	95%	99%
SIF1	-5,68%	-8,68%	-15,28%
SIF2	-6,96%	-10,15%	-16,41%
SIF3	-6,91%	-10,29%	-18,25%
SIF4	-6,34%	-9,69%	-16,52%
SIF5	-5,86%	8,86%	20,01%

Forrás: Saját számítás, MATLAB

A portfólió szintjén becsült kockáztatott érték a következő táblázatban látható, az eredmények 90%, 95%, illetve 99%-os konfidenciaszinten lettek becsülve:

3. táblázat. Kockáztatott érték a portofólió szintjén

PORTFOLIO - VaR		
90%	95%	99%
-1,9163%	-2,6869%	-4,4033%
Szabadságfok: 5,0266 *Maximum szimulált veszteség: 7,40%* *Maximum szimulált nyereség: 9,16%*		

Forrás: Saját számítás, MATLAB

A becsült kockázat összehasonlítható a részvények között, átlagos VaR-értékek szerint, az eredmények alapján SIF3 a legkockázatosabb értékpapír, míg SIF1 a legkevésbé kockázatos. A részvények közötti magas korrelációt figyelembe véve és a részvényenkénti VaR-, illetve a portfólió VaR-adatokat összehasonlítva megállapítható, hogy a diverzifikációból származó előnyök szignifikánsak.

Következtetések

A dolgozatban egy modern, technikai szemléletű piaci kockázatmodellezési platform került bemutatásra, mely a lehető legpontosabban képes Value-at-Risk értéket becsülni, illetve képes szétválasztani a marginális eloszlások leírását és a portfólión belüli interdependencia szerkezetét. Az egyes SIF-részvények esetén a hozamok GARCH-modell segítségével lettek becsülve, mely képes magyarázni az idősorokban az autokorrelációt, illetve az időben változó, dinamikus volatilitást. A GARCH-modell outputjait felhasználva, az innovációkat egy szemiparametrikus eloszlással írtuk le, melyben az extrém értékek GPD-eloszlást követnek, az eloszlás belsejének szerkezetét pedig a kernel-smoothing-módszer határozza meg. A szemiparametrikus eloszlás képes megragadni az aszimmetriát, illetve a többlet-kurtózist, csúcsosságot. A szemiparametrikus eloszlások között az összefüggés struktúráját egy Student t-

kopula határozza meg, mely a portfólióbeli interdependenciát is definiálja. A kopula segítségével a portfólió veszteségeloszlását szimuláltuk; a szimulált hozamok alapján pontos VaR-becslést kaptunk. További kutatások végezhetőek el a bemutatott modellezési eljárásból kiindulva. Egyrészt a felhasznált metodológia tesztelhető eltérő profilú részvényportfóliók esetén is, melyben más kockázati faktorok fejtik ki hatásukat. Az elemzés megvalósítható több értékpapírt tartalmazó portfólió esetén is. Másrészt a kidolgozott elemzési platform tovább fejleszthető, például más típusú GARCH-modellek felhasználásával, amely az innovációk t-eloszlástól eltérő eloszlását feltételezi, illetve komplexebb kopulák használatával.

Irodalomjegyzék

Abbate, D. – Farkas, W. – Gourier, E. 2009. Operational Risk Quantification using Extreme Value Theory and Copulas: From Theory to Practice. *The Journal of Operational Risk*, Vol. 4, Number 3.

Alexander, C. 2008. *Market Risk Analysis, Vol. II. – Practical Financial Econometrics*, John Wiley & Sons Ltd. kiadó, The Atrium, Southern Gate, Cheichester.

Barnett, J. – Kreps, J. – Major, J. – Venter, G. 2007. Multivariate Copulas for Financial Modeling. *Variance - Advancing the Science of Risk*, Volume 1., Issue 1.

Benedek, G. – Kóbor, Á .– Pataki, A. 2002. A kapcsolatszorosság mérése m-dimenziós kopulákkal és értékpapírportfólió-alkalmazások. *Közgazdasági Szemle*, XLIX. évf. 105–125.

Bollerslev, T. 1986. Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31. 107–327.

Bouyé, E. – Durrleman, V. – Nikeghbali, A. – Riboulet, G. – Roncalli, T. 2000. Copulas for Finance A Reading Guide and Some Applications, *SSRN Working Paper Series*, http://ssrn.com/abstract=1032533

Brooks, C. 2008. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, Second Edition.

Chen, X. – Koenker, R. – Xiao, Z. 2008. Copula-Based Nonlinear Quantile Autoregression. *Cowless Foundation For Research In Economics*

Yale University, Discussion Paper No. 1679.

Eksi, Z. – Yildirim, I. – Yildirak, K. 1996. Alternative Risk Measures And Extreme Value Theory In Finance: Implementation On ISE 100 Index. *International Conference on Business, Economics and Management*, Yasar University, Izmir, Turkey.

Engle, R. – Manganelli, S. 1999. Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles. *Department of Economics, UCSD*, UC San Diego, Discussion Paper 99–20.

Glosten, L. R. – Jagannathan, R. – Runkle, D. E. 1993. On the Relation on Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *The Journal of Finance* 48. 1779–1801.

Engle, R. 1982. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica* 50. 987–1007.

Engle, R. – Manganelli, S. 2001. Value at Risk in Finance. *European Central Bank (ECB) Working Paper Series*, http://ssrn.com/abstract=1032533, www.ecb.int

Hansen, P. – Lunde, A. 2001. A Forecast Comparison Of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH(1,1)? *CAF Centre For Analytical Finance*, University of Aarhus, Aarhus School of Business, Working Paper Series no. 84.

Hotta, L. K. – Lucas E. C. – Palaro, H. P. 2006. Estimation of VaR Using Copula and Extreme Value Theory. *Cass Business School Research Paper*.

Hsu, C. – Huang, C. – Chiou, W. 2011. Effectiveness of Copula-Extreme Value Theory in Estimating Value-at-Risk: Empirical Evidence from Asian Emerging Markets. *SSRN Working Paper Series*, http://ssrn.com/abstract=1772208.

Jondeau, E. – Rockinger, M. 2002. Conditional Dependency of Financial Series: The Copula-GARCH Model. *International Center For Financial Asset Management And Engineering (FAME) Research Paper*.

Kole, E. – Koedijk, K. – Verbeek, M. 2006. Selecting Copulas for Risk Management. *Journal of Banking and Finance*, CEPR Discussion Paper, no. 5652.

Kóbor Á. 2000. A feltétel nélküli normalitás egyszerű alternatívái a kockáztatott érték számításában. *Közgazdasági Szemle*, XLVII. évf. 878–898.

Maddala, G. S. 2004. *Bevezetés az ökonometriába*. Nemzeti Tankönyvkiadó Rt., Budapest.

Mandelbrot, B. 1963. The variation of certain speculative prices. *Journal of Business* 36. 394–419.

McNeil, A. J. – Frey, R. 2000. Estimation of Tail-Related Risk Measures for Heteroscedastic Financial Time Series: an Extreme Value Approach. *Departement Mathematik ETH Zentrum.*

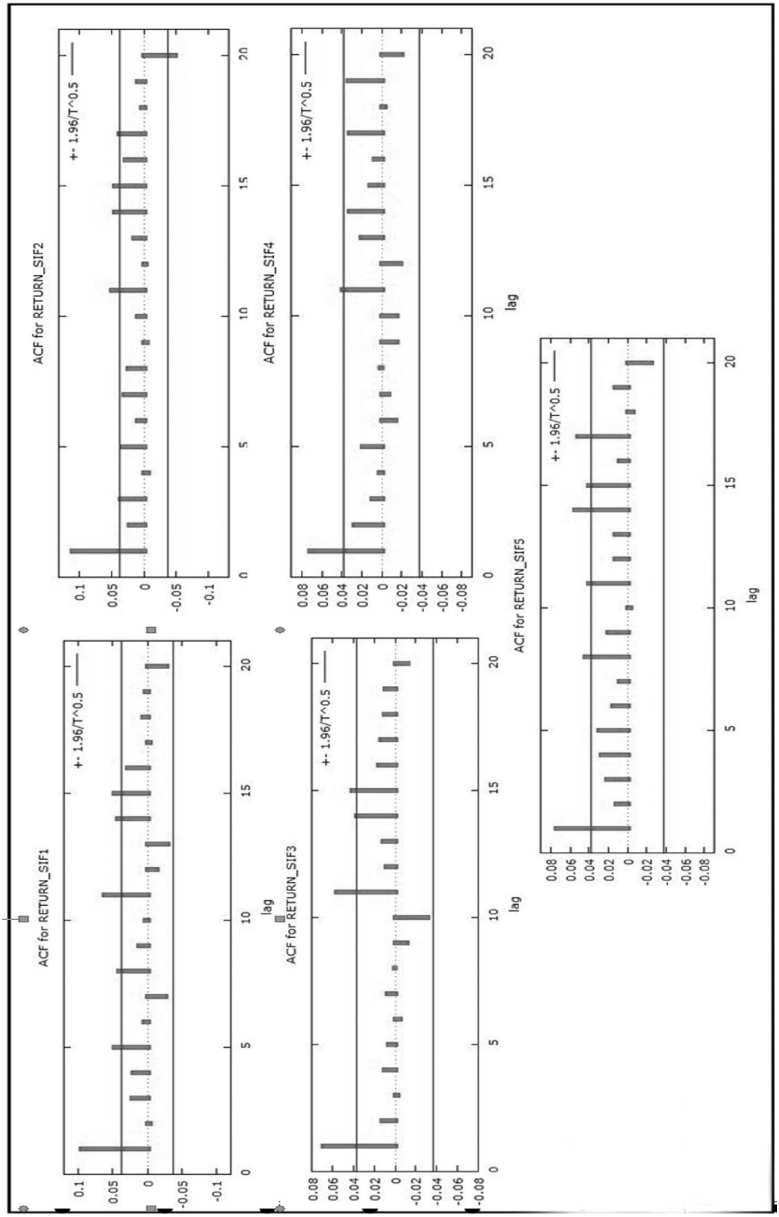
Nyström, K. – Skoglund, J. 2002. Framework for Scenariobased Risk Management. *Swedbank, Group Financial Risk Control.*

Sklar, A. 1996. Random Variables, Distribution Functions and Copulas – A personal look backward and forward, *Distributions with Fixed Marginals and Related Topics*. Institute of Mathematical Statistics, Hayward CA., 1–14.

*** Bukaresti Értéktőzsde adatbázis-archívuma, *www.bvb.ro*, *www.kmarket.ro* és *www.ktd.ro*

MELLÉKLETEK

1. melléklet. Hozamok korrelogrammjai



Forrás: Saját becslés, gretl.

2. melléklet. Autokorreláció tesztelése hozamok esetén

Autocorrelation function for RETURN_SIF1

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.0959	***	0.0959	***	25.4912	[0.000]
2	-0.0031		-0.0124		25.5175	[0.000]
3	0.0225		0.0242		26.9204	[0.000]
4	0.0206		0.0162		28.0953	[0.000]
5	0.0469	**	0.0442	**	34.1878	[0.000]
6	0.0034		-0.0056		34.2198	[0.000]
7	-0.0266		-0.0266		36.1849	[0.000]
8	0.0414	**	0.0448	**	40.9470	[0.000]
9	0.0126		0.0023		41.3871	[0.000]
10	0.0024		0.0009		41.4030	[0.000]
11	0.0619	***	0.0617	***	52.0517	[0.000]
12	-0.0139		-0.0254		52.5860	[0.000]
13	-0.0292		-0.0289		54.9623	[0.000]
14	0.0425	**	0.0449	**	59.9991	[0.000]
15	0.0469	**	0.0400	**	66.1226	[0.000]
16	0.0277		0.0150		68.2521	[0.000]
17	-0.0035		-0.0066		68.2866	[0.000]
18	0.0053		0.0103		68.3642	[0.000]
19	0.0029		-0.0113		68.3880	[0.000]
20	-0.0286		-0.0338	*	70.6670	[0.000]

Autocorrelation function for RETURN_SIF2

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.1102	***	0.1102	***	33.6337	[0.000]
2	0.0221		0.0100		34.9815	[0.000]
3	0.0359	*	0.0328	*	38.5502	[0.000]
4	-0.0052		-0.0130		38.6248	[0.000]
5	0.0324	*	0.0339	*	41.5398	[0.000]
6	0.0098		0.0017		41.8058	[0.000]
7	0.0297		0.0287		44.2571	[0.000]
8	0.0234		0.0148		45.7761	[0.000]
9	-0.0044		-0.0090		45.8299	[0.000]
10	0.0097		0.0079		46.0908	[0.000]
11	0.0494	***	0.0474	**	52.8665	[0.000]
12	-0.0018		-0.0136		52.8753	[0.000]
13	0.0153		0.0140		53.5284	[0.000]
14	0.0438	**	0.0380	**	58.8654	[0.000]
15	0.0441	**	0.0359	*	64.2696	[0.000]
16	0.0283		0.0149		66.4967	[0.000]
17	0.0377	**	0.0307		70.4498	[0.000]
18	0.0020		-0.0111		70.4613	[0.000]
19	0.0096		0.0061		70.7180	[0.000]
20	-0.0470	**	-0.0536	***	76.8865	[0.000]

Autocorrelation function for RETURN_SIF3

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.0686	***	0.0686	***	13.0379	[0.000]
2	0.0127		0.0080		13.4833	[0.001]
3	-0.0030		-0.0044		13.5076	[0.004]
4	0.0099		0.0104		13.7816	[0.008]
5	0.0061		0.0048		13.8856	[0.016]
6	-0.0051		-0.0061		13.9564	[0.030]
7	0.0074		0.0082		14.1096	[0.049]
8	0.0003		-0.0007		14.1098	[0.079]
9	-0.0113		-0.0117		14.4644	[0.107]
10	-0.0318	*	-0.0303		17.2801	[0.068]
11	0.0558	***	0.0605	***	25.9345	[0.007]
12	0.0086		0.0010		26.1380	[0.010]
13	0.0113		0.0095		26.4947	[0.015]
14	0.0372	*	0.0372	*	30.3438	[0.007]
15	0.0409	**	0.0351	*	35.0006	[0.002]
16	0.0159		0.0091		35.7082	[0.003]
17	0.0137		0.0127		36.2297	[0.004]
18	0.0107		0.0075		36.5489	[0.006]
19	0.0093		0.0062		36.7921	[0.008]
20	-0.0124		-0.0139		37.2179	[0.011]

Autocorrelation function for RETURN_SIF4

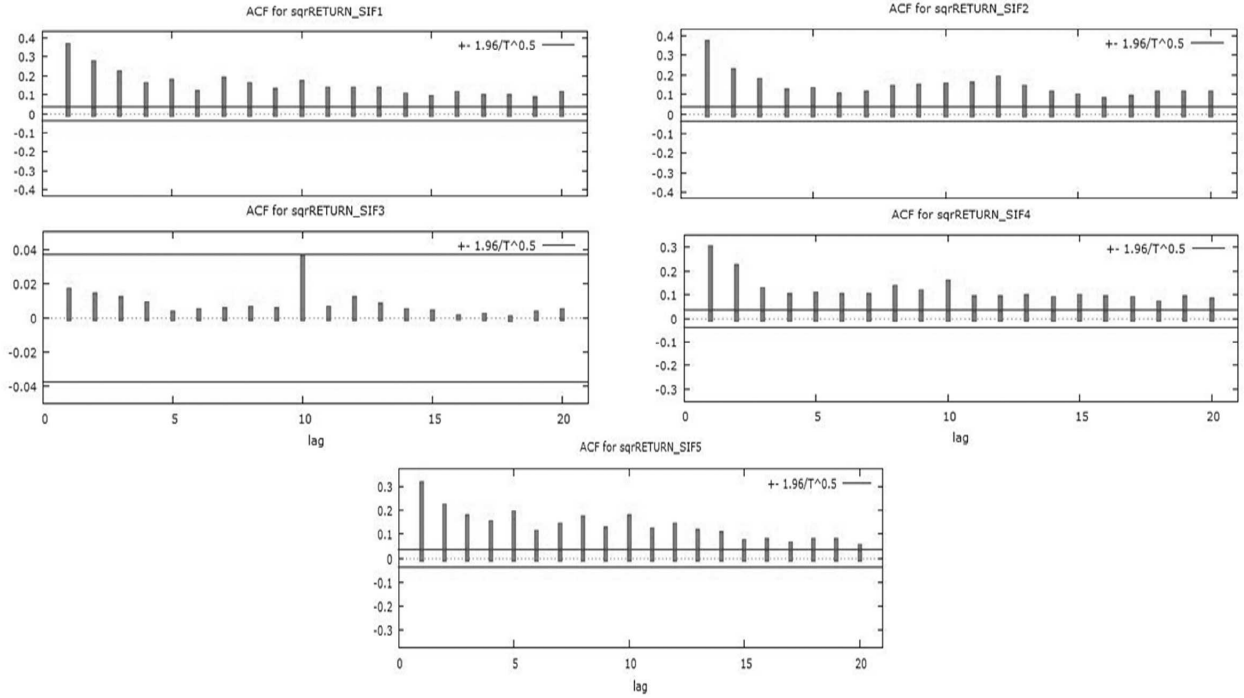
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.0714	***	0.0714	***	14.1033	[0.000]
2	0.0266		0.0216		16.0660	[0.000]
3	0.0088		0.0054		16.2790	[0.001]
4	0.0019		0.0004		16.2893	[0.003]
5	0.0182		0.0178		17.2049	[0.004]
6	-0.0136		-0.0163		17.7179	[0.007]
7	-0.0066		-0.0054		17.8370	[0.013]
8	0.0010		0.0023		17.8397	[0.022]
9	-0.0148		-0.0146		18.4444	[0.030]
10	-0.0154		-0.0138		19.1055	[0.039]
11	0.0385	**	0.0421	**	23.2285	[0.016]
12	-0.0187		-0.0236		24.2003	[0.019]
13	0.0195		0.0207		25.2557	[0.021]
14	0.0324	*	0.0309		28.1754	[0.013]
15	0.0119		0.0069		28.5672	[0.018]
16	0.0071		0.0019		28.7069	[0.026]
17	0.0318	*	0.0327	*	31.5271	[0.017]
18	-0.0033		-0.0094		31.5572	[0.025]
19	0.0335	*	0.0317	*	34.6903	[0.015]
20	-0.0203		-0.0234		35.8448	[0.016]

Autocorrelation function for RETURN_SIF5

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.0737	***	0.0737	***	15.0375	[0.000]
2	0.0111		0.0057		15.3804	[0.000]
3	0.0210		0.0198		16.5982	[0.001]
4	0.0267		0.0238		18.5770	[0.001]
5	0.0297		0.0259		21.0313	[0.001]
6	0.0148		0.0101		21.6398	[0.001]
7	0.0081		0.0051		21.8238	[0.003]
8	0.0436	**	0.0412	**	27.1058	[0.001]
9	0.0195		0.0117		28.1665	[0.001]
10	-0.0026		-0.0070		28.1854	[0.002]
11	0.0406	**	0.0390	**	32.7673	[0.001]
12	0.0130		0.0045		33.2357	[0.001]
13	0.0125		0.0080		33.6694	[0.001]
14	0.0547	***	0.0508	***	41.9831	[0.000]
15	0.0399	**	0.0303		46.4190	[0.000]
16	0.0084		-0.0016		46.6137	[0.000]
17	0.0516	***	0.0469	**	54.0242	[0.000]
18	-0.0055		-0.0165		54.1081	[0.000]
19	0.0132		0.0070		54.5950	[0.000]
20	-0.0245		-0.0324	*	56.2658	[0.000]

Forrás: Saját becslés, gretl.

3. melléklet. Négyzetes hozamok korrelogrammjai



Forrás: Saját becslés, gretl.

4. melléklet. Autokorreláció tesztelése, négyzetes hozamok

Autocorrelation function for sqrRETURN_SIF1

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.3578	***	0.3578	***	354.5695	[0.000]
2	0.2645	***	0.1565	***	548.3788	[0.000]
3	0.2157	***	0.0939	***	677.3316	[0.000]
4	0.1518	***	0.0265		741.2246	[0.000]
5	0.1698	***	0.0799	***	821.1787	[0.000]
6	0.1095	***	-0.0029		854.4497	[0.000]
7	0.1837	***	0.1193	***	948.0497	[0.000]
8	0.1510	***	0.0334	*	1011.3310	[0.000]
9	0.1240	***	0.0151		1054.0350	[0.000]
10	0.1625	***	0.0699	***	1127.4346	[0.000]
11	0.1275	***	0.0195		1172.6152	[0.000]
12	0.1307	***	0.0256		1220.0803	[0.000]
13	0.1269	***	0.0331	*	1264.8642	[0.000]
14	0.0949	***	-0.0098		1289.9301	[0.000]
15	0.0840	***	-0.0079		1309.5741	[0.000]
16	0.1080	***	0.0475	**	1342.0450	[0.000]
17	0.0886	***	-0.0038		1363.8851	[0.000]
18	0.0915	***	0.0143		1387.2209	[0.000]
19	0.0759	***	-0.0019		1403.2933	[0.000]
20	0.1051	***	0.0392	**	1434.1067	[0.000]

Autocorrelation function for sqrRETURN_SIF2

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.3623	***	0.3623	***	363.3786	[0.000]
2	0.2228	***	0.1054	***	500.9318	[0.000]
3	0.1684	***	0.0674	***	579.4708	[0.000]
4	0.1176	***	0.0248		617.8143	[0.000]
5	0.1250	***	0.0607	***	661.1151	[0.000]
6	0.0930	***	0.0143		685.0958	[0.000]
7	0.1046	***	0.0482	**	715.4823	[0.000]
8	0.1371	***	0.0758	***	767.6394	[0.000]
9	0.1394	***	0.0555	***	821.5821	[0.000]
10	0.1472	***	0.0570	***	881.7662	[0.000]
11	0.1506	***	0.0552	***	944.7573	[0.000]
12	0.1809	***	0.0873	***	1035.7832	[0.000]
13	0.1352	***	0.0081		1086.6204	[0.000]
14	0.1085	***	0.0078		1119.3932	[0.000]
15	0.0888	***	0.0010		1141.3266	[0.000]
16	0.0734	***	-0.0008		1156.3373	[0.000]
17	0.0854	***	0.0196		1176.6485	[0.000]
18	0.1050	***	0.0394	**	1207.3860	[0.000]
19	0.1039	***	0.0198		1237.4687	[0.000]
20	0.1090	***	0.0207		1270.5753	[0.000]

Autocorrelation function for sqrRETURN_SIF3

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.0156		0.0156		0.6712	[0.413]
2	0.0128		0.0126		1.1252	[0.570]
3	0.0112		0.0108		1.4719	[0.689]
4	0.0075		0.0070		1.6286	[0.804]
5	0.0020		0.0015		1.6401	[0.896]
6	0.0037		0.0033		1.6778	[0.947]
7	0.0043		0.0040		1.7301	[0.973]
8	0.0050		0.0047		1.7985	[0.987]
9	0.0044		0.0041		1.8524	[0.994]
10	0.0355	*	0.0351	*	5.3452	[0.867]
11	0.0053		0.0040		5.4247	[0.909]
12	0.0112		0.0100		5.7724	[0.927]
13	0.0068		0.0055		5.9000	[0.950]
14	0.0035		0.0024		5.9334	[0.968]
15	0.0033		0.0026		5.9641	[0.980]
16	0.0002		-0.0006		5.9641	[0.988]
17	0.0010		0.0004		5.9670	[0.993]
18	-0.0008		-0.0014		5.9689	[0.996]
19	0.0021		0.0016		5.9809	[0.998]
20	0.0034		0.0019		6.0131	[0.999]

Autocorrelation function for sqrRETURN_SIF4

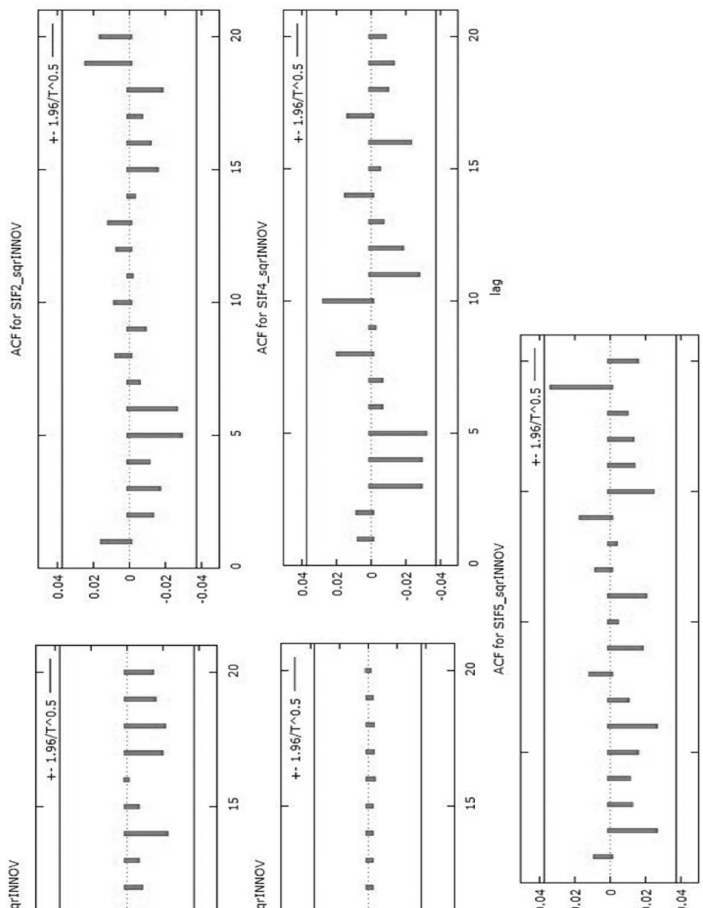
LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.2947	***	0.2947	***	240.5346	[0.000]
2	0.2168	***	0.1423	***	370.6977	[0.000]
3	0.1208	***	0.0269		411.1314	[0.000]
4	0.0973	***	0.0335	*	437.4012	[0.000]
5	0.0993	***	0.0509	***	464.7407	[0.000]
6	0.0950	***	0.0415	**	489.7886	[0.000]
7	0.0976	***	0.0422	**	516.1985	[0.000]
8	0.1262	***	0.0726	***	560.3981	[0.000]
9	0.1081	***	0.0349	*	592.8502	[0.000]
10	0.1524	***	0.0874	***	657.3819	[0.000]
11	0.0887	***	-0.0042		679.2484	[0.000]
12	0.0864	***	0.0157		700.0152	[0.000]
13	0.0913	***	0.0354	*	723.2017	[0.000]
14	0.0833	***	0.0198		742.4872	[0.000]
15	0.0894	***	0.0261		764.7086	[0.000]
16	0.0850	***	0.0200		784.8303	[0.000]
17	0.0806	***	0.0161		802.9111	[0.000]
18	0.0645	***	-0.0038		814.4925	[0.000]
19	0.0849	***	0.0346	*	834.5822	[0.000]
20	0.0760	***	0.0112		850.6792	[0.000]

Autocorrelation function for sqrRETURN_SIF5

LAG	ACF		PACF		Q-stat.	[p-value]
1	0.3065	***	0.3065	***	260.1310	[0.000]
2	0.2133	***	0.1317	***	386.1187	[0.000]
3	0.1703	***	0.0822	***	466.4761	[0.000]
4	0.1450	***	0.0599	***	524.7701	[0.000]
5	0.1856	***	0.1124	***	620.2825	[0.000]
6	0.1076	***	-0.0025		652.3989	[0.000]
7	0.1353	***	0.0626	***	703.2029	[0.000]
8	0.1642	***	0.0853	***	778.0131	[0.000]
9	0.1203	***	0.0159		818.2003	[0.000]
10	0.1703	***	0.0861	***	898.7552	[0.000]
11	0.1154	***	0.0079		935.7525	[0.000]
12	0.1354	***	0.0452	**	986.7511	[0.000]
13	0.1120	***	0.0084		1021.6222	[0.000]
14	0.1027	***	0.0202		1050.9704	[0.000]
15	0.0688	***	-0.0307		1064.1570	[0.000]
16	0.0704	***	0.0073		1077.9530	[0.000]
17	0.0576	***	-0.0146		1087.1807	[0.000]
18	0.0699	***	0.0103		1100.7935	[0.000]
19	0.0728	***	0.0146		1115.5750	[0.000]
20	0.0484	**	-0.0189		1122.1097	[0.000]

Forrás: Saját becslés, gretl.

5. melléklet. Négyzetes standardizált reziduumok korrelogrammjai



Forrás: Saját becslés, gretl.

6. melléklet. Autokorreláció tesztelése, négyzetes standardizált reziduumok

Autocorrelation function for SIF1_sqrINNOV

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0.0158	0.0158	0.6882	[0.407]
2	-0.0169	-0.0172	1.4839	[0.476]
3	-0.0308	-0.0303	4.1170	[0.249]
4	-0.0336 *	-0.0330 *	7.2485	[0.123]
5	-0.0160	-0.0160	7.9562	[0.159]
6	-0.0329 *	-0.0346 *	10.9586	[0.090]
7	0.0073	0.0057	11.1060	[0.134]
8	-0.0009	-0.0044	11.1082	[0.196]
9	-0.0014	-0.0042	11.1135	[0.268]
10	0.0165	0.0144	11.8677	[0.294]
11	-0.0089	-0.0102	12.0854	[0.357]
12	-0.0076	-0.0080	12.2443	[0.426]
13	-0.0054	-0.0044	12.3260	[0.501]
14	-0.0220	-0.0221	13.6686	[0.475]
15	-0.0058	-0.0062	13.7632	[0.544]
16	-0.0001	-0.0008	13.7633	[0.616]
17	-0.0188	-0.0219	14.7483	[0.614]
18	-0.0200	-0.0219	15.8637	[0.602]
19	-0.0153	-0.0169	16.5161	[0.623]
20	-0.0137	-0.0175	17.0389	[0.650]

Autocorrelation function for SIF2_sqrINNOV

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0.0142	0.0142	0.5588	[0.455]
2	-0.0124	-0.0126	0.9834	[0.612]
3	-0.0162	-0.0158	1.7103	[0.635]
4	-0.0102	-0.0099	1.9986	[0.736]
5	-0.0285	-0.0286	4.2485	[0.514]
6	-0.0253	-0.0251	6.0269	[0.420]
7	-0.0052	-0.0056	6.1028	[0.528]
8	0.0064	0.0048	6.2151	[0.623]
9	-0.0086	-0.0103	6.4188	[0.697]
10	0.0069	0.0058	6.5492	[0.767]
11	-0.0008	-0.0026	6.5509	[0.834]
12	0.0059	0.0050	6.6485	[0.880]
13	0.0102	0.0101	6.9395	[0.905]
14	-0.0023	-0.0026	6.9538	[0.936]
15	-0.0148	-0.0144	7.5626	[0.940]
16	-0.0112	-0.0104	7.9148	[0.951]
17	-0.0063	-0.0059	8.0239	[0.966]
18	-0.0175	-0.0175	8.8759	[0.963]
19	0.0230	0.0232	10.3466	[0.944]
20	0.0153	0.0129	10.9961	[0.946]

Autocorrelation function for SIF3_sqrINNOV

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	-0.0024	-0.0024	0.0160	[0.899]
2	-0.0029	-0.0029	0.0390	[0.981]
3	-0.0029	-0.0030	0.0630	[0.996]
4	-0.0032	-0.0032	0.0910	[0.999]
5	-0.0031	-0.0031	0.1179	[1.000]
6	-0.0024	-0.0024	0.1333	[1.000]
7	-0.0035	-0.0036	0.1674	[1.000]
8	-0.0029	-0.0029	0.1900	[1.000]
9	-0.0031	-0.0032	0.2165	[1.000]
10	0.0522 ***	0.0521 ***	7.7928	[0.649]
11	-0.0035	-0.0033	7.8271	[0.729]
12	-0.0016	-0.0014	7.8346	[0.798]
13	-0.0016	-0.0014	7.8420	[0.854]
14	-0.0016	-0.0014	7.8491	[0.897]
15	-0.0020	-0.0018	7.8604	[0.929]
16	-0.0033	-0.0032	7.8907	[0.952]
17	-0.0027	-0.0024	7.9106	[0.968]
18	-0.0029	-0.0027	7.9334	[0.980]
19	-0.0016	-0.0014	7.9403	[0.987]
20	-0.0005	-0.0034	7.9411	[0.992]

Autocorrelation function for SIF4_sqrINNOV

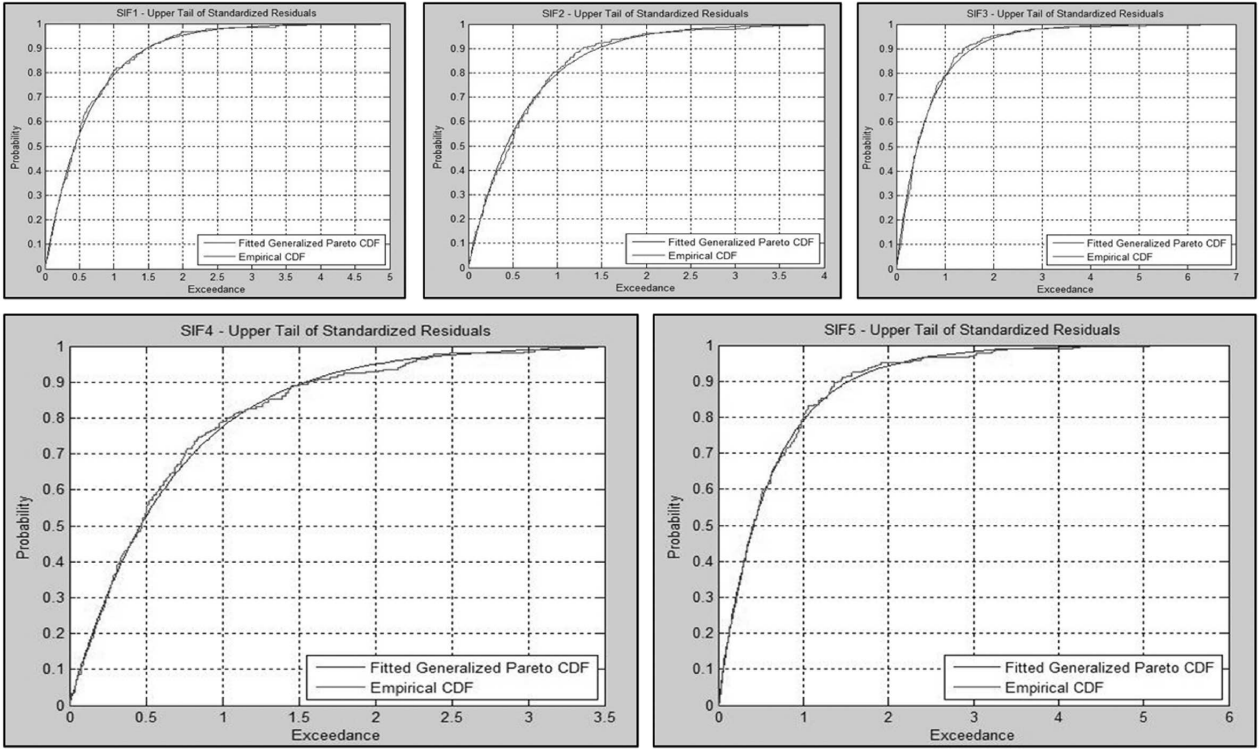
LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0.0065	0.0065	0.1182	[0.731]
2	0.0068	0.0068	0.2474	[0.884]
3	-0.0285	-0.0286	2.4994	[0.475]
4	-0.0282	-0.0278	4.6962	[0.320]
5	-0.0306	-0.0300	7.3010	[0.199]
6	-0.0059	-0.0060	7.3970	[0.286]
7	-0.0055	-0.0066	7.4796	[0.381]
8	0.0184	0.0161	8.4181	[0.394]
9	-0.0014	-0.0035	8.4233	[0.492]
10	0.0262	0.0245	10.3262	[0.412]
11	-0.0272	-0.0272	12.3774	[0.336]
12	-0.0176	-0.0172	13.2367	[0.352]
13	-0.0060	-0.0033	13.3367	[0.422]
14	0.0137	0.0140	13.8614	[0.460]
15	-0.0043	-0.0052	13.9140	[0.532]
16	-0.0225	-0.0256	15.3265	[0.501]
17	0.0125	0.0124	15.7628	[0.541]
18	-0.0089	-0.0100	15.9849	[0.594]
19	-0.0122	-0.0124	16.4030	[0.630]
20	-0.0079	-0.0087	16.5752	[0.680]

Autocorrelation function for SIF5_sqrINNOV

LAG	ACF	PACF	Q-stat.	[p-value]
1	0.0074	0.0074	0.1528	[0.696]
2	-0.0254	-0.0254	1.9329	[0.380]
3	-0.0116	-0.0112	2.3067	[0.511]
4	-0.0104	-0.0109	2.6080	[0.625]
5	-0.0149	-0.0153	3.2235	[0.666]
6	-0.0253	-0.0258	5.0059	[0.543]
7	-0.0099	-0.0106	5.2796	[0.626]
8	0.0106	0.0089	5.5889	[0.693]
9	-0.0176	-0.0192	6.4463	[0.695]
10	-0.0038	-0.0041	6.4871	[0.773]
11	-0.0197	-0.0214	7.5625	[0.752]
12	0.0068	0.0057	7.6914	[0.809]
13	-0.0031	-0.0050	7.7181	[0.861]
14	0.0156	0.0153	8.3952	[0.868]
15	-0.0237	-0.0254	9.9542	[0.823]
16	-0.0130	-0.0132	10.4250	[0.844]
17	-0.0123	-0.0138	10.8455	[0.864]
18	-0.0087	-0.0100	11.0551	[0.892]
19	0.0321 *	0.0314	13.9184	[0.788]
20	-0.0148	-0.0174	14.5281	[0.803]

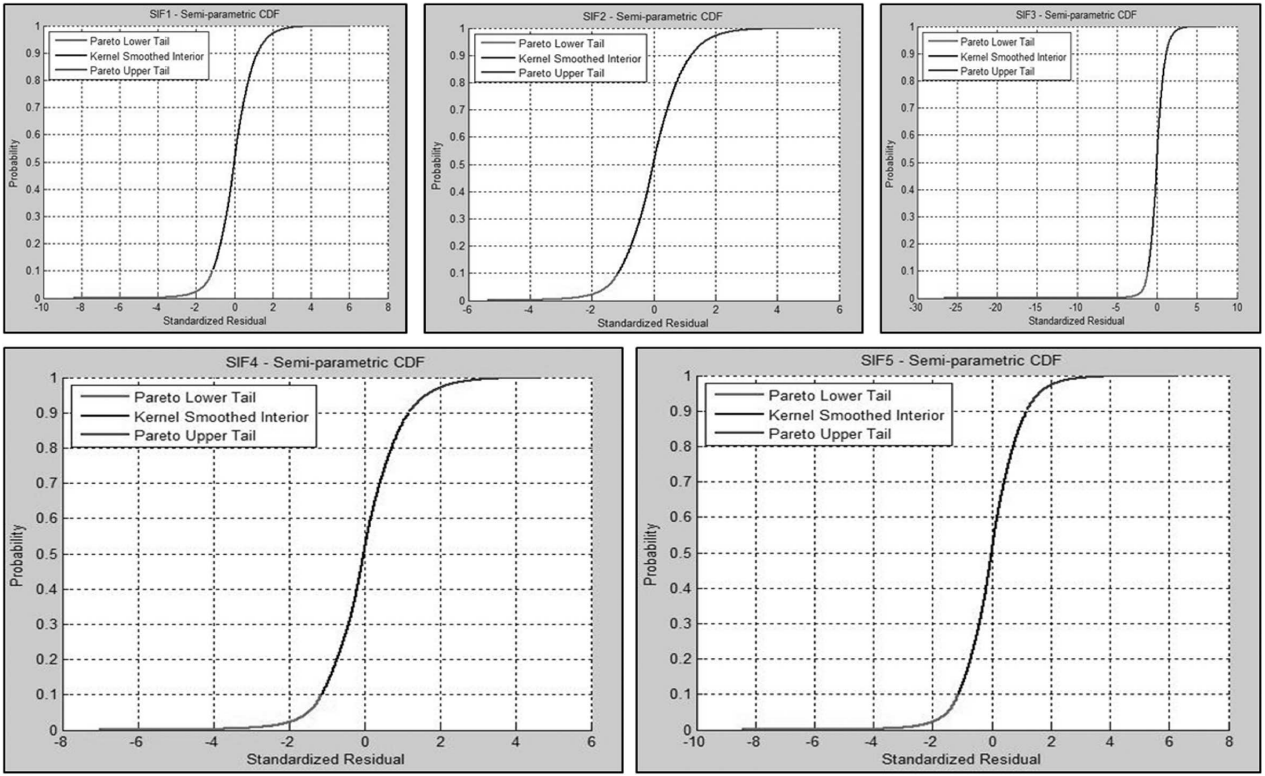
Forrás: Saját becslés, gretl.

7. melléklet. A standardizált reziduumok eloszlásának felső szélének CDF-e



Forrás: Saját becslés, gretl.

8. melléklet. Szemiparametrikus CDF-ek



Forrás: Saját becslés, gretl.

Gazdasági események

CSOMAFÁY FERENC

Az EU-s pénzek az Észak-nyugati régióban

Az Északnyugati Fejlesztési Ügynökség sajtótájékoztatója szerint jó ütemben halad az EU-s pénzek lehívása. A pályázatok a Regionális Operatív Program keretében az észak-erdélyi megyék intézményeinek, illetve kis- és középvállalatainak finanszírozására vonatkoznak.

A befejezett pályázatok száma 59, melyből 9 nagy és 50 kis pályázat. A finanszírozás összértéke 10,48 millió euró. Az 50 befejezett pályázat a kis- és középvállalatok támogatására vonatkozik, melynek összértéke 5,068 millió euró. A program megvalósítása következtében 251 munkahelyet teremtettek. A kis- és középvállalatok által nyert pályázatok főleg az egészségügy, műépítészet, autók karbantartása és javítása, könyvelés területére vonatkoztak. A másik 9 projekt az egészségügy infrastruktúrájának (870 000 euró értékű), az oktatási infrastruktúra (7 pályázat, összértéke 4,20 millió euró) és a kulturális örökség (350 000 euró) fejlesztésére vonatkoztak. Megjegyzendő, hogy 2612 diák felújított iskolában tanulhat.

177 projekt megvalósulási folyamatban van, melynek vissza nem térítendő összértéke 307 millió euró. Habár a megvalósítás különböző szakaszában vannak, már kifizették a pályázat értékének egyharmadát, azaz 102 millió eurót.

Amint Claudiu N. Cosier megfogalmazta, jó az üteme a finanszírozott pályázatok megvalósításának, az EU-s alapok lehívásának. Probléma merülhet fel a kiegészítő szektorokban, főleg a beszerzéssel kapcsolatban.

Hulladékmenedzselés

Borbély László környezetvédelmi és erdészeti miniszter elmondta, a Kolozs Megyei Tanács székhelyén két, a Környezetvédelmi Operatív Programból finanszírozott terv szerződését írták alá, melyek nagyon fontosak a megye számára. Ezzel világos jelzést adtak a hulladékmenedzselés módjával kapcsolatban. Az Önkormányzati Tanácsok, a Megyei Tanács felelőssége ennek megvalósítása. A program összértéke 255 354 026 lej, amit az Európai Regionális Fejlesztési Alap

(FEDR) adott. Az állami hozzájárulás 199 851 543, Kolozs megye hozzájárulása pedig 3 997 033 lej. Ebből a pénzből fel kell számolni a városi szeméttelepek ökológiai kártevését, és meg kell valósítani a hulladékmenedzselési központokat Kolozsváron, Szentmihály községben, Szamosújváron és Bánffyhunyadon.

Országos szinten a tavaly kezdték el a szennyezett területek felszámolását, felleltározását. Felmérések szerint körülbelül 3–5 milliárd eurót adnak erre, mind a környezetvédelmi alapból, mind az európai uniós pénzekből. El kell kezdeni ezeknek a szennyezett területeknek a felszámolását. A kormány szerződést írt alá ezekért a pénzekért, de a pénzek elköltése az önkormányzatok feladata. Ebből a célból tartunk állandó jelleggel találkozókat. Kolozs megye megértette: nem kell várni addig, amíg aláírjuk ezeket a szerződéseket, hanem lépett. Elkezdte saját pénzéből megoldani a helyzetet, ily módon megteremtve annak lehetőségét, hogy a hulladék megsemmisítését korszerűen, civilizáltan tudjuk megoldani.

Romániában több mint 1000 vállalkozás van, ahol melléktermékként vegyi anyagokat vagy más olyan hulladékot állítanak elő, melyek károsak az egyénekre. Ezeknek egy része magántulajdonban található, ám megvan a leltárunk, és megtaláljuk a módját a helyzet megoldásának. Mi 50 millió eurót tudunk szánni a hulladékok kezelésére. Ezek elsőrendű kérdések a minisztérium számára is.

A Kolozs megye integrált hulladékkezelő rendszerének kiépítését célzó beruházással kapcsolatban Borbély László elmondta: a terv értéke több mint 61 millió euró, ebből több mint 38 millió euró vissza nem térítendő uniós támogatás, a többit a minisztérium és az önkormányzat költségvetése fedezi.

A Román Vízügyi Hatóság, az Országos Erdőgazdálkodási Hivatal (ROMSILVA) és a többéves vízprogramunk az első félévben teljes egészében felhasználta a számukra előirányzott pénzösszegeket. Idén beruházásokra 1,05 milliárd lej áll a minisztérium rendelkezésére.

Annak az örömének is hangot adott, hogy július 20-án országszerte beindul a biciklisek programja, ami legtöbb 2,5 millió lejt jelent a városok számára, és 1,2 millió lejt a községek részére.

A filmfesztivál gazdasági vonzatai

Kolozsváron 2011. június 3–12. között a 10. alkalommal megtartott Transilvania Nemzetközi Filmfesztivál (TIFF) a város hírnevét, mai divatos szóval brandjét is erősíti. A fesztivál költségvetése 1,8 millió euró, ami lényeges tényező. 220 filmet vetítettek le harminc helyszínen, melyek negyven ország termékei. A

meghívottak és akkreditáltak száma meghaladta az 1200-at. A fesztivál szervezését 300 személy bonyolította le, melyhez még 400 fiatal önkéntes is csatlakozott.

Ugyanakkor Kolozsváron a mozik felújítására került sor, többek között az ország egyik legnagyobb mozitermét, a jelenleg Florin Piersic filmszínházat korszerű 3D rendszerű vetítésre is alkalmassá tették, illetve az európai elvárásoknak megfelelő hangosítási felszereléssel látták el.

A TIFF technológiai partnerévé vált a BRINEL Számítástechnikai Intézet, amellyel a 2011 és 2013 közötti időszakra szerződést kötöttek. A BRINEL a TIFF rendelkezésére bocsátotta a legújabb számítástechnikai eszközöket, ily módon megteremtve azt a lehetőséget, hogy az információk tárolását, közlését minél gyorsabban és hatékonyabban bonyolítsák le.

A filmeket látogatók száma minden eddigi rekordot megdöntött: 70 000 jegyet vett a nézőközönség, melyhez még a monostori szabadtéri vetítést ingyen körülbelül 4000-en láthatták. A TIFF honlapját 112 542-en tekintették meg, átlagosan 5 percet töltve rajta a világ 110 országából. Számos kedvezményt biztosítottak a gyermekeknek és a nyugdíjasoknak.

A SWOT analízis alapján elemezve a filmfesztivált, megállapítható, hogy erős pontjai a programban, a szervezésben, a nézőkhöz való viszonyulásban, a jövőkép megfogalmazásában nyilvánulnak meg.

A fesztivál eddigi eredményeit figyelembe véve, a FIPRESCI ajánlatára a TIFF elnyerte az első 40 hely egyikét a nemzetközi filmfesztiválok között. Ennek következtében az európai filmfesztiválok között kiemelt helyet szerzett, ami csak öregbíti a Kolozsváron megtartott Transilvania Nemzetközi Filmfesztivál hírnevét. Jellemzője a nyitottság, a megújulásra való törekvés, a versenyszellem, a rangos fesztiválokkal való lépéstartás, az interferencia (film és színház, film és sporteredmények összekapcsolása), a jövő nézőjének filmmel kapcsolatos képzése, továbbá a híres emberekkel való találkozás lehetősége.

A fesztivál fellendítette Kolozsvár és környékének különféle szolgáltatásait, valamint a szállodaiparát. A 400 önkéntes megtanulhatta a kulturált ügyfélfogadást, az idegenből jött személyek kezelését, az online hely- és jegyfoglalást, valamint a nézők kulturált fogadását. Az eseményeket közvetítette a hazai elektronikus és írott sajtó, és több nemzetközi hírállomás is beszámolt a Kolozsváron történtekről.

A TIFF tevékenységét a sokoldalúság jellemzi. A sajtóhoz a tájékoztatást online juttatták el. Minden néző számára biztosítottak tájékoztatást, akik igénybe

vették a fesztiválújság, az APERITIFF ingyen osztogatott számait. A fesztivál plakátjait a város legforgalmasabb helyein tették ki. A fesztivál gyenge pontjaként megemlíthető a túlzsúfoltság.

A fesztivál lehetőségei: a megye különböző városaiban is fognak tartani ilyen típusú rendezvényeket, ezért megfelelő infrastruktúrát akarnak kiépíteni. Ezek lehetnek szabadtéri vetítések, filmrendezőkkel való találkozások, valamint mozitermekben való filmvetítés.

Felhasználva más fesztiválok tapasztalatait, 2012-ben a filmeket DVD-én is láthatják a filmkedvelők, így lehetőségük lesz olyan filmeket is megtekinteni, melyeket a fesztivál idején az idő rövidségére való tekintettel nem tudtak megnézni.

Szociológiai felmérés alapján érdemes volna elemezni, miként fejlődött a mozilátogatók, filmrajongók filmnézési szokása a TIFF hatására, valamint azt is, hogy milyen hatása van az Educatiff programnak a filmoktatás megvalósításában.

Sikeres ötlet volt a filmek lakónegyedi vetítése. Ennek köszönhetően szóba került a lakónegyedekben kiépített, mára már tönkrement mozik felújítása. Ezeknek a ma üresen hagyott vagy raktárhelyeknek használt helyiségeknek az újbóli funkcióba helyezése elősegíthetné a társadalmi közösségek találkozását, közeledését és talán az etnikum közötti párbeszédek normális kialakulását.

A filmet mint árut el kell adni. Érdemes volt mérni a fogyasztói véleményt, ezért minden néző minden vetítés előtt kapott egy kérdőívet, melyet ki kellett töltenie. A nagyérdemű közönségnek itt alkalma nyílt óhajának írásos kifejtésére, melyet a fesztiválrendezők figyelembe vettek, már csak azért is, mert így tudják lemérni azt az igényt, melynek kielégítése minden filmalkotó vágya. A PEST módszer alapján megállapítható, hogy a filmek által a különböző országok gazdasági, kulturális, nevelési politikáját ismerhetjük meg. A filmkészítés költséges, ezért érdemes megismerni, milyen a filmkultúra támogatása, amely országonként változik.

Egy főre jutó államadósság

Kolozsvár egyik legismertebb üzletembere Iosif Pop. Neve fogalom Kolozsváron. Több bankintézmény résztulajdonosa. Beszélgetésünk alkalmával Románia pénzügyi politikájáról kérdeztem.

– Kormányok jöttek és mentek, ezek szerepe mennyire volt meghatározó?

– Az eredmény érzékelhető. A jelenlegi kormány – kénytelen vagyok így fo-

galmazni – az emberek pánikhangulatából ihletődik. A 2008-at megelőző halvány fellendülésből az akkori kormány legalább 10 milliárd eurót az állam részére félre kellett volna tegyen. Nem a Román Nemzeti Bankba, az ÁLLAMNAK. Ha lett volna 10 milliárd euró tartalékja, akkor a kritikus fázist átléphette volna. A gazdasági szabályok ilyenkor a következők: Ahhoz, hogy a kritikus fázist átvészeljed, kölcsönt veszel fel. Mivel Romániának nem állott rendelkezésére a 10 milliárd euró, kölcsön kellett volna kérnie 5–7 milliárd eurót, amivel átvészelhette volna a krízishelyzetet, ha 2009 első felében gyorsan megkapja. De a kormánynak, amely 2009-ben átvette a hatalmat, fogalma sem volt, mit kell tenni. Nemzetközi szervek mutattak rá, hol folyik el a pénz. A kormány ahelyett, hogy kölcsönkért volna 6 milliárdot, kért 20 milliárdot. A kapott pénz feléből átvészelte a krízist. A többi...?

– Mivel Románia az elmúlt években egyre-másra kölcsönöket vesz fel, minden egyes polgárnak mennyi tartozása van, hiszen ezeket a pénzeket nekünk kell visszafizetni?

– Számításaim szerint, még a csecsemőket is beszámítva, 4300 euró fejenként. Összehasonlítva 1988-at 2011-gyel, ez a következőképpen néz ki: 1988-ban kifizettünk egy adósságot, ami 11 milliárd dollár volt. Az adósság, amit egy termelő állam halmozott fel, az akkori vezetőnkkel együtt. Azt az adósságot, amit az 1970-es években vettünk fel, és 18 évvel később fizettünk ki, évente 10 milliárd lejt, ami a mai pénzben 7 milliárd eurót jelentene. Abban az időben Romániában a dolgozók száma 10 millió volt. És ki kellett fizetni 7 milliárd eurót. Ma munkaviszonyban van 4 millió személy. És a tartozásunk háromszorosa az akkorinak. Ezt a pénzt majdnem 54 év alatt tudnánk kifizetni. Ha vezetőink vállalták ilyen körülmények között a felelősséget, akkor azt jelenti, hogy azokra a nemzedékekre gondoltak, melyek utánunk jönnek.

Egy kis statisztika

Az Eurostat adatai szerint 2011 júniusában Romániában az inflációs ráta 8%-os volt. Az EU 27 inflációs rátája 3,1%. A legkisebb inflációval számolt Svédország (1,5%), Szlovénia (1,6%), Csehország (1,9%). Az utóbbi 12 hónapban Romániában 7,8%-os áremelkedéssel számoltak. Ezzel szemben Észtországban 4,7%-os, Görögországban pedig 4,9%-os áremelkedés volt.

A Román Statisztikai Hivatal adatai szerint az utóbbi időben a fogyasztói árindex 0,29%-kal csökkent, ezáltal az inflációs ráta elérte a 7,93%-ot.

Az Országos Munkaerő Közvetítő Hivatal adatai szerint Romániában a munkanélküliek száma 2011 júniusában 435 961 személy, ami 4,78%-os munkanélküliségi rátát jelent. Megyei bontásban ez a következőképpen néz ki: Vaslui 9,42%, Kovászna 8,01%, Galac 6,55%, Temes 1,97%.

Közelebb a vásárlókhoz

Az amerikai mammutvállalat, a General Electric (GE) vezetősége úgy határozott, Kínába helyezi röntgenüzletágának központját, mondván, hogy ezzel is megerősíti jelenlétét a kelet-ázsiai ország gyorsan bővülő egészségügyi piacán. Arról mélyen hallgatott, az sem elhanyagolandó számára, hogy a kínainál szorgalmasabb, olcsóbb munkaerőt ezen a tájon úgysem kap. A Pekingbe való költözés már megkezdődött.

A hazai felháborodást megelőzendő, a GE igyekezett megnyugtatni az amerikai közvéleményt, hogy a wisconsini röntgenágazat 120 alkalmazottja nem fogja elveszíteni az állását.

A nyugati hírforrások idézik Anne Le Grand alelnök, ágazati vezérigazgató érvelését a döntés mellett: „Ahogyan a vállalat egyre jobban globalizálódik, fokozottan fontos számunkra, hogy közelebb kerüljünk a vásárlókhoz". Szerinte a következő években a GE egészségügyi röntgenrészlegének a világon eladott termékeiből 20–25 százalék lesz kínai fejlesztésű.

Hogy mennyire üzletérzékeny az amerikai órásvállalat, az is szemlélteti, hogy már elkezdte értékesíteni Afrikában, a Közel-Keleten és Latin-Amerikában a Kínában kifejlesztett digitális röntgentermékeit. Terveik szerint felhasználva a kínai szürke agyállományt is, a következő években mintegy 20 új termék fejlesztését tervezik.

A GE bevétele tavaly 5 milliárd dollár körül mozgott, ez valamivel kevesebb, mint a 2009-es év 5,3 milliárd dollárja. Lehet, innen is jött a kínai ihlet. Nem beszélve azokról a belső számításokról, melyek azt állítják, hogy a kínai piacon a GE egészségügyi műszaki berendezéseivel 2015-ig évi 20 százalékos bővülést tud elérni.

A GE adatai szerint tavaly 2 milliárd dollárt fektettek be Kínában, amelyből 500 millió dollárt költöttek úgynevezett fogyasztói innovációs központokra. A kínai központi kormány az idei évre 16 százalékkal 26 milliárd dollárra növelte a közegészségügyre fordítandó költségvetési pénzt. Márciusban 76 milliárd jüant (11,8 milliárd dollár) különítettek el az egészségbiztosítási rendszer javítására.

RMKT-hírek

Meghívó

A Romániai Magyar Közgazdász Társaság, a kolozsvári BBTE Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Karával partnerségben 2011. szeptember 23–25. között Kolozsváron rendezi meg a Társaság évi legjelentősebb szakmai rendezvényét, a XX. Közgazdász Vándorgyűlést. A rendezvény programtervezete mellékelve olvasható. Az idei ünnepi Vándorgyűlésünk reményeink szerint azt is bizonyítja, hogy az elmúlt két évtized alatt az RMKT erős civil-szakmai szervezetté forrott össze.

Ez évi konferenciánk méreteiben is nagyobb lesz: a hat plenáris előadás és az öt szekció keretében közel harminc hazai és külföldi meghívott segítségével kívánjuk a választott tematikát átfogni, körüljárni.

Augusztus 5-től már indul a regisztráció, fontos újdonság, hogy kedvezményekben részesülnek azok a jelentkezők, akik szeptember 5-ig regisztrálnak. A tavalyi kedvező fogadtatástól felbátorodva, külön webfelületet készítettünk a regisztrációval és a rendezvénnyel kapcsolatos információk könnyebb hirdetése céljából, amely aktuális információkkal szolgálva, a vandorgyules.rmkt.ro honlapon állandó jelleggel elérhető lesz.

Ebben az évben a szálláslehetőséget a BBTE Economica 2 bentlakásának háromágyas szobáiban kedvezményes áron (25 RON/éjszaka/személy, azaz 75 RON/szoba/nap) biztosítjuk a résztvevők számára, a helyek foglalása és a jelentkezések jegyzése a beérkezés sorrendjének figyelembevételével történik, ezért tisztelettel várjuk jelentkezését szeptember 5-ig, hisz így kedvezményekben részesülhet. Részletek a bejelentkezési lapon találhatók.

A honlapon olvasható a támogatók listája, továbbá megtalálható mind a tagok, mind pedig a további érdeklődők számára az RMKT támogatási csomagja is. Felkérjük a tagjainkat rendezvényünk és szervezetünk támogatására; minden támogatónk, aki legalább 500 lej támogatást ajánl fel rendezvényünk lebonyolításához, mentesül a részvételi díj és a szállás díjának kifizetése alól.

Tisztelettel várjuk jelentkezését konferenciánkra, amelyet megtehet a jelentkezési űrlap kitöltésével és eljuttatásával a Társaság ügyvezetői irodájába, illetve elektronikusan a vándorgyűlés honlapjára (vandorgyules.rmkt.ro).

Az esetlegesen felmerülő kérdéseivel kérjük, forduljon az RMKT ügyvezető iroda munkatársaihoz az alábbi elérhetőségek valamelyikén: Kolozsvár, Aurel Suciu u. 12/2. sz.,tel/fax: 0264-431 488, e-mail: office@rmkt.ro, honlap: www.rmkt.ro.

Szeretettel várjuk Kolozsváron!

Tisztelettel, a szervezők

Programtervezet*

Péntek (szeptember 23.)

16:00–18:00 Regisztráció *(BBTE Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar/Economica 2 –Teodor Mihali u. 58–60. sz.)*

18:00–19:30 Ünnepi közgyűlés *(BBTE Közgazdaságtudományi Kar – Teodor Mihali u. 58–60. sz.)*

– Elnöki köszöntő

– 20 év, XX. Közgazdász Vándorgyűlés

– Az RMKT *Kerekes Jenő díjának* kiosztása

20:00 Vacsora *(Katolikus Nőszövetség terme – Iuliu Maniu/Szentegyház u. 2. sz., I. em.)*

Szombat (szeptember 24.) A délelőtti program helyszíne: *Kolozsvár, Babeş–Bolyai Tudományegyetem (BBTE) közgazdaság- és gazdálkodástudományi kar – Teodor Mihali u. 58–60. sz.*

08:00–09:00 Regisztráció

09:00–09:30 Köszöntők

Dumitru Matis, dékán, BBTE Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar

Szécsi Kálmán elnök, Romániai Magyar Közgazdász Társaság

* A szervezők fenntartják a programmódosítás jogát.

Plenáris előadások

09:30–10:00 Dr. Kovács Árpád, elnök, Magyar Közgazdasági Társaság, egyetemi professzor, Szegedi Tudományegyetem, az Állami Számvevőszék korábbi elnöke: *Válságkezelési stratégiák az EU tagországaiban*

10:00–10:30 Dr. Chikán Attila, egyetemi professzor, korábbi rektor, Budapesti Corvinus Egyetem, Magyarország korábbi gazdasági minisztere, igazgató, Versenyképesség Kutató Központ: *A közép-kelet-európai gazdaságok az új globális erőtérben*

10:30–11:00 Dr. Cséfalvay Zoltán, stratégiai államtitkár, Nemzetgazdasági Minisztérium, egyetemi professzor, Andrássy Gyula Budapesti Német Nyelvű Egyetem

11:00–11:30 Kávészünet

Plenáris előadások

11:30–12:00 Rachel Sargent, ügyvezető partner, Osprey Partners*: A fúziók és felvásárlások áttekintése Romániában. A fúziók és felvásárlások, mint az üzletfejlesztési stratégia része (Overview of mergers and aquisitions (M&A) in Romania. Using M&A as part of your business development strategy)*

12:00–12:30 Mihai Ion, ügyvezető igazgató, Raiffeisen Asset Management: *Perspectivele creşterii economice în România*

12:30–13:00 Kolumbán Gábor, közgazdász-mérnök, óraadó tanár (Modern Üzleti Tudományok Főiskolája), tanácsadó: *A közösségi vállalkozások szerepe a vidékfejlesztésben*

14:00–15:00 Állófogadásos ebéd *(Egyetem alagsora – Teodor Mihali u. 58–60. sz.)*

15:30–18:00 Szekcióülések *(Kolozsvár, Babeş–Bolyai Tudományegyetem (BBTE) közgazdaság- és gazdálkodástudiományi kar – Teodor Mihali u. 58–60. sz.)*

I. szekció: Erőforrások a XXI. században – kihívások és lehetőségek

Szekcióvezető: Ciotlaus Pál – RMKT-alelnök

Csibi Magor, környezetvédő aktivista, igazgató, World Wide Fund for Nature (WWF) Románia, volt EU parlamenti képviselő

Dr. Hetesi Zsolt, óraadó tanár, Eötvös Loránd Tudományegyetem

Jakab Zoltán, ügyvezető igazgató, East Grain

II. szekció: Vállalkozásfejlesztés

Szekcióvezető: Kerezsi Miklós – ügyvezető-tulajdonos, EAST Consulting

Lieb Mihály, ügyvezető igazgató, tulajdonos, Autonet Kft.

Orbán Krisztián, partner, Oriens pénzügyi tanácsadó vállalat

Kovács Zoltán, vezérigazgató, Díjbeszedő Zrt.

III. szekció: Régió- és vidékfejlesztés

Szekcióvezető: Kolumbán Gábor – közgazdász-mérnök, óraadó tanár (Modern Üzleti Tudományok Főiskolája), tanácsadó

Tiffán Zsolt, parlamenti képviselő, Magyar Országgyűlés Mezőgazdasági Bizottsága

Dr. Horváth Réka, egyetemi adjunktus, Babeş–Bolyai Tudományegyetem

Dr. Kerekes Kinga, egyetemi adjunktus, Babeş–Bolyai Tudományegyetem: A *vidékfejlesztés aktuális kérdései Kolozs megyében*

*C*sanády András, tudományos munkatárs, MTA Politikatudományi Intézet

IV. szekció: Gazdaságfejlesztési stratégiák

Szekcióvezető: Gáti Attila, alelnök, RMKT Kolozsvár

Winkler Gyula, képviselő, Európai Parlament, regionális fejlesztési bizottsági tag: E*U2020 Program – az Európai Unió fejlesztési stratégiája az elkövetkező 10 évre*

*B*arsiné Pataki Etelka, EU Duna-stratégiáért felelős kormánybiztos: *Élhető és fejlődő Duna-régió – a makroregionális fejlesztés új európai eszközei*

*G*yerkó László, szenátor, gazdasági bizottság tag, az RMDSZ Gazdasági Tanácsának vezetője

Radetzky Jenő, elnök, Fejér megyei Kereskedelmi és Iparkamara

V. szekció: A Gazdasági oktatás fejlődési irányvonalai

Szekcióvezetők: Dr. Bakacsi Gyula, egyetemi professzor, tanszékvezető, Sapientia Erdélyi Tudományegyetem, Budapesti Corvinus Egyetem

Dr. Györfi Lehel, egyetemi adjunktus, Babeş–Bolyai Tudományegyetem

Dr. Török Ádám, akadémikus, egyetemi professzor, Veszprémi Pannon Egyetem, alelnök, Magyar Közgazdasági Társaság

Dr. Fogarasi József, egyetemi docens és tanszékvezető, Partiumi Keresztény Egyetem

Dr. Geréb László, igazgató, egyetemi adjunktus, Modern Üzleti Tudományok Főiskolája

Csuka Gyöngyi, doktorandusz, Veszprémi Pannon Egyetem: A *gazdasági oktatás fejlődési irányvonalai – A hallgatók intézményválasztási szempontjai*

*1*9:30–20:00 Vendégek fogadása (*Napoca Szálloda – Octavian Goga u. 1–3. sz.)*

*2*0:00 Ünnepi vacsora

Vasárnap (szeptember 25.) – *V*endégek hazautazása

Rezumate

Contribuţii cu privire la naţionalizarea unităţilor industriale la Cluj, 1948

ARTUR LAKATOS

Prezenta lucrare analizează circumstanţele şi consecinţele naţionalizărilor unităţilor industriale din judeţul Cluj din anul 1948, în oglinda unor statistici şi documente. Izvoarele noastre au fost furnizate în primul rând de presa vremii respective şi de fondurile arhivistice. Anul 1948 reprezintă un an de cotitură în principal pe plan politic, deoarece acum se produce în România – la fel ca şi în celelalte state din Europa centrală şi de est, aflate sub ocupaţia Armatei Roşii – preluarea puterii absolute de către comunişti. Totodată însă nu numai preluarea puterii politice s-a produs, ci s-au făcut şi primii paşi instituţionali pentru transformarea societăţii. Prin studiul nostru, am dorit să aducem o contribuţie la înţelegerea mai bune a acestor procese.

Cuvinte cheie: Naţionalizare, Transformare, Industrie, Comunism, Sindicate, Indicatori de producţie.

Coduri JEL: N-14, A-13, J-21

Stereotipuri în reclame

ERIKA KULCSÁR – OTTÓ GÁL

Mixul promoţional, într-o abordare tradiţională, cuprinde reclama, relaţiile publice, promovarea vânzărilor, personalul de vânzare şi promovarea personală. Reclama reprezintă una dintre componentele cele mai importante al mixului promoţional având un efect mare asupra vieţii noastre de zi cu zi. Reclama ne arată întotdeauna partea pozitivă a lucrurilor, găsind soluţii la orice tip de problemă, de asemenea, este singurul forum care ne oferă numai veşti bune. Personajul principal al reclamei este femeia şi/sau bărbatul, totodată trebuie să menţionăm şi faptul că, în prezent, rolul femei dar şi al bărbatului a cunoscut modificări substanţiale. Prezenta lucrare are ca obiect principal cunoaşterea atitu-

Abstracts

Contributions regarding Nationalization of Industrial Units in Cluj, 1948

ARTUR LAKATOS

This paper is dealing with the issue of the Nationalization of the Industrial Units from Cluj in the Year 1948, in the mirror of Statistics and Documents. Our Sources are relying on Archives and Press of those days. The Year 1948 represents a break point in Romanian History: this is the year when Complete Political Power was taken over by the Communists, just as in all the other countries from Eastern and Central Europe occupied by the Red Army. But these changes meant not only the takeover of Political Power, but also the first Institutional steps were made for Transforming the Society. By our study, we wish to bring a contribution for understanding these processes.

Keywords: Nationalization, Change, Industry, Communism, Labour unions, Indicators of Production.

JEL Code: N-14, A-13, J-21

Stereotypes in commercials

ERIKA KULCSÁR – OTTÓ GÁL

The promotional mix, in a traditional approach, includes commercials, public relations, sales promotion, sales staff and personal promotion. The commercials are one of the most important components of the promotional mix having a significant effect on our everyday life. The commercials always show us the positive side of things, finding solutions to any problem, also being the only forum that gives us only good news. The main character of the commercial is the woman and / or man, also we should mention the fact that currently, the role of men and women changed substantially. This paper's main objective is to discover the attitudes of students in the city of Sfantu Gheorghe and also of the

locals in the village of Sanmartin on the role assigned to women and men over time. Also, this paper presents the results obtained from the factorial analysis of correspondences. Variables considered in the analysis are: Marital status and In your opinion, women's presence in commercials is more pronounced than men's or their proportion is similar?

Keywords: woman, man, attitude, Likert scale, factorial analysis of correspondences.

JEL Code: C14, M31

Market structure and competition on the Romanian General Insurance Market

ORSOLYA-EVELYN MAJOR – ILDIKÓ KOVÁCS

All market structure and competition analyses contribute to a better information transfer for the market's stakeholders, and help regulators obtain better market efficiency. In Romania such studies have not been conducted before, therefore, the aim of this paper is to analyze between 2003 and 2009 the market structure and competition level on the Romanian general insurance market, from both the structural and non-structural perspective. The structural perspective involves the calculation of the market's concentration rates and Herfindahl-Hirschman-index, the non-structural perspective involves the elaboration of the Panzar-Rosse model. From both analyses we come to the conclusion that the Romanian general insurance market holds monopolistic features.

Keywords: insurance market, market structure, concentration rate, Herfindahl-Hirschman-index, Panzar-Rosse model

Jel classification: C23, D43, G22

Modeling market risk: a copula approach

LÁSZLÓ-ÁDÁM KÜRTI

The aim of this paper is to obtain accurate and transparent value-at-risk (VaR) estimates on the level of a portfolio composed of five romanian stocks. The concept behind the modeling process is to implement a non-linear approach regarding the return-volatility estimates, to encode

extreme values in the modeling process and to define the dependence structure within the portfolio. Following this idea, the rollout is as follows: a GARCH model defines the return and volatility estimates for each stock, then extreme-value-theory (EVT) is used to diagnose extreme values within the series. With the help of a Student t-copula we then define the dependence structure within the portfolio and simulate the future portfolio loss distribution. By implementing the presented methodology, we define a market risk management platform, that we can – pragmatically – call the GARCH-EVT-COPULA platform, and which enables us to obtain accurate and transparent VaR estimates on the level of the portfolio.

Keywords: market risk, nonlinear, GARCH, extreme-value-theory, copula, value at risk

JEL codes: G17, G11

dinilor studenţilor din municipiul Sfântu Ghorghe dar şi a localnicilor din comuna Sânmartin privind rolul care a fost distribuit femeii şi bărbatului de a lungul timpului. De asemenea, în prezenta lucrare, sunt prezentate şi rezultatele obţinute în urma analizei factoriale a corespondenţelor. Variabilele analizate introduse în analiză sunt: Starea civilă şi În opinia dumneavoastră prezenţa femeii în reclame este mai accentuată decât cea a bărbatului sau proporţia lor este asemănătoare?

Cuvinte cheie: femeia, bărbatul, atitudine, scala Likert, analiza factorială a corespondenţelor.

Cod JEL: C14, M31

Structura pieţei şi natura competiţei pe piaţa asigurărilor generale din România

ORSOLYA-EVELYN MAJOR – ILDIKÓ KOVÁCS

Cunoaşterea structurii pieţei şi intensitatea concurenţei ajută subiecţii asigurării în luarea deciziilor, şi totodată contribuie la elaborarea unor măsuri regulatorii în vederea eficientizării pieţei asigurărilor. Întrucât în România nu s-a elaborat un studiu referitor la aceste aspecte, scopul acestei lucrări este acela de a analiza în intervalul 2003-2009 structura pieţei şi intensitatea concurenţei pe piaţa română de asigurări generale, atât dintr-o perspectivă structurală, cât şi dintr-o perspectivă nestructurală. Perspectiva structurală presupune calcularea rata concentraţiei şi a indicelui Herfindahl-Hirschman, iar perspectiva nestructurală presupune elaborarea modelului Panzar-Rosse. Din ambele perspective ne rezultă că pia?a românească de asigurare este caracterizată de o concurenţă monopolistică.

Cuvinte cheie: piaţa asigurărilor, structura pieţei, rata concentraţiei, indicele Herfindahl-Hirschman, modelul Panzar-Rosse

Coduri JEL: C23, D43, G22

Modelarea riscului de piaţă: abordarea copula

LÁSZLÓ-ÁDÁM KÜRTI

Obiectivul principal urmărit în cadrul acestei lucrări constă în obţinerea unei estimări precise şi transparente a valorii la risc (VaR) la nive-

lul unui portofoliu alcătuit din cinci acţiuni ale companiilor listate pe BVB. Conceptul procesului de modelare constă în implementarea unei abordări neliniare privind estimările randament-volatilitate, introducerea abordării teoriei valorilor extreme (EVT) pentru a diagnostiza valorile extreme din serii şi a defini structura de dependenţă la nivelul portofoliului. Pornind de la aceste idei, definim o platformă de management al riscului de piaţă, pe care pragmatic o putem numi platforma GARCH-EVT-COPULA. Cu ajutorul modelului GARCH, obţinem estimările randament-volatilitate, folosind modelele EVT putem modela valorile extreme, iar cu ajutorul unei copule Student t, definim interdependenţa la nivelul portofoliului. Platforma prezentată face posibilă estimarea mai precisă şi mai transparentă a valorii la risc.

Cuvinte cheie: risc de piaţă, neliniar, GARCH, teoria valorilor extreme, copula, valoare la risc

Coduri JEL: G17, G11