

BENYOVSZKI ANNAMÁRIA–PETRU TÜNDE PETRA

Egy makroszintű hitelkockázati modell romániai alkalmazása

Célunk egy makrogazdasági hitelkockázati modell felépítése, amely makrogazdasági mutatókat (bruttó hazai termék volumenindexe, 12 hónapos bankközi kínálati reálkamatláb, ágazatspecifikus eladósodási mutató) és ágazatspecifikus csődrátákat (ipar, szolgáltatások, építőipar, mezőgazdaság) kapcsol össze, felhasználva a 2002. II. és 2006. IV. negyedév közötti romániai adatokat. Virolainen [2004] módszertanát követve, ágazatspecifikus csődrátát modelleztünk és becsültünk. E modell jobb becslést ad a hitelportfólió veszteségére, mint azok, amelyek csupán a vállalati szektor aggregált csődrátáját veszik figyelembe. Negyedéves időtartamra hitelportfólió-veszteségeloszlást szimuláltunk Monte-Carlo-módszerrel, felhasználva a becsült ágazatspecifikus csődrátákat és egy hipotetikus vállalati hitelportfóliót, majd meghatároztuk az utóbbi várt és nem várt veszteségének értékét. Végül vizsgáltuk a bruttó hazai termék alakulásának hatását a vállalati hitelportfólió veszteségeloszlására.

1. A HITELKOCKÁZATI MODELL

A dolgozat célja az ágazatspecifikus csődráták és makrogazdasági mutatók (pl. bruttó hazai termék volumenindexe, 12 hónapos bankközi kínálati reálkamatláb) közötti kapcsolat modellezése, továbbá a csődráták időbeni alakulásának szimulálása makrogazdasági sokkokat generálva. A jövőbeni csődráták lehetővé teszik egy hipotetikus vállalati hitelportfólió várt és nem várt veszteségének becslését az adott makrogazdasági helyzet függvényében.

Empirikus eredmények támasztják alá a makrogazdasági tényezők jelentős hatását a hitelveszteség minden egyes komponensére: a nemteljesítés valószínűségére (probability of default – PD), a nemteljesítéskori átlagos veszteségre (loss given default – LGD), valamint a kockázati kitettség nemteljesítéskori értékére (exposure at default – EAD).

A Wilson [1997a, 1997b] által kifejlesztett modell egyike azon hitelkockázati modelleknek, amelyek kapcsolatot teremtenek a makrogazdasági mutatók és az ágazatspecifikus csődráták között. Boss [2002] ezt a modellt az ausztriai aggregált vállalati adatok vizsgálatára alkalmazta. Eredményei azt mutatják, hogy a vállalati csődrátát leginkább az ipari termelés, az inflációs ráta, a tőzsdeindex, a rövid távú nominális kamatláb és az olaj ára magyarázza. Virolainen [2004] a finn vállalati szektor ágazatspecifikus csődrátájának elemzésére alkalmazta a Wilson által kifejlesztett modellt.

Első lépésként az i -edik ágazat átlagos csődrátáját modelleztük az alábbi logisztikus függvény¹ segítségével:

1 A csőd modellezésére igen gyakran használt függvény, biztosítja a becsült csődráták 0 és 1 közötti értékeit.

$$p_{i,t} = \frac{1}{1 + e^{y_{i,t}}} \quad (1)$$

ahol $p_{i,t}$ az i -edik ágazat csődrátája t időpontban, valamint $y_{i,t}$ az ágazatspecifikus makroindex, amelynek paramétereit becsülni fogjuk, $i = \overline{1, m}$, m az ágazatok számát jelöli.

Wilson [1997a, 1997b] egyenletének megfelelően az $y_{i,t}$ ágazatspecifikus makroindex növekedése egy jobb gazdasági helyzetet mutat, alacsonyabb $p_{i,t}$ csődrátákkal.

Az (1) egyenlet átalakításával az alábbi egyenlethez jutunk, így az ágazatspecifikus makroindexeket – $y_{i,t}$ – az ágazatspecifikus csődráták – $p_{i,t}$ függvényében kapjuk meg:

$$y_{i,t} = \ln\left(\frac{1 - p_{i,t}}{p_{i,t}}\right) \quad (2)$$

Az ágazatspecifikus makroindexet néhány makrogazdasági mutató magyarázza:

$$y_{i,t} = a_{i,0} + a_{i,1} \cdot x_{1,t} + \dots + a_{i,n} \cdot x_{n,t} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

ahol a_i az i -edik ágazat regressziós együtthatója, ($i = \overline{1, m}$), $x_{j,t}$ makrogazdasági mutatók (bruttó hazai termék, kamatláb, stb.) ($j = \overline{1, n}$), valamint $\mu_{i,t}$ független, azonos eloszlású hibtagok.

Az (1) és (3) egyenlet egy többváltozós modellként fogható fel átlagos ágazatspecifikus csődráták meghatározására.

Második lépésként a makrogazdasági mutatók időbeni alakulását modelleztük másodrendű autoregresszív modellt – AR(2) – használva:

$$x_{j,t} = b_{j,0} + b_{j,1} \cdot x_{j,t-1} + b_{j,2} \cdot x_{j,t-2} + \varepsilon_{j,t} \quad (4)$$

ahol b_j a j -edik makrogazdasági mutató regressziós együtthatója ($j = \overline{1, n}$), $\varepsilon_{j,t}$ független, azonos eloszlású hibtagok.

A (2)–(4) egyenletek az ágazatspecifikus csődráták és a makrogazdasági mutatók együttes változásának egyenletrendszerét képezik, ahol E a hibtagok által alkotott $(i+j) \times 1$ -es vektor, és Σ a hibtagok $(i+j) \times (i+j)$ -s variancia-kovariancia-mátrixa:

$$E = \begin{pmatrix} \mu \\ \varepsilon \end{pmatrix} \sim \mathcal{N}(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_{\mu} & \Sigma_{\mu, \varepsilon} \\ \Sigma_{\varepsilon, \mu} & \Sigma_{\varepsilon} \end{bmatrix}. \quad (5)$$

Utolsó lépésként a becsült paraméterek, a hibtagok és az egyenletrendszer segítségével egy előre meghatározott időtartamra ágazatspecifikus csődrátákat szimuláltunk. Feltételezve a csődesemények függetlenségét, Monte-Carlo-módszerrel meghatározható a portfólió hitelvesztésének eloszlása.

2. ADATOK

Elemzésünk során a 2002 II. negyedéve és 2006 IV. negyedéve közötti időszakra vonatkozóan negyedéves ágazatspecifikus csődrátákat és makrogazdasági mutatókat használtunk.

A **csődráta** számszerűsítése a csőd-, felszámolási, végelszámolási, illetve bírósági eljárás alatt lévő vállalatok és az aktív vállalatok egymáshoz viszonyított számarányának felhasználásával történt, feldolgozva a Nemzeti Kereskedelmi Regisztrációs Iroda adatait.

A román nemzetgazdaság négy fő ágazatát vizsgáltuk:

- ipar,
- építőipar,
- szolgáltatások (kereskedelem, szállítás, posta és távközlés, turizmus és vendéglátás, közigazgatás, védelem, oktatás, egészségügyi és szociális ellátás, más vállalkozásoknak nyújtott szolgáltatások),
- mezőgazdaság (mezőgazdaság, erdőgazdálkodás és halászat)².

A **vállalati szektor eladósodásának** mérésére ágazatspecifikus változót (L/G) használtunk, amit az ágazat hitelállománya és a szezonálisan kiigazított ágazati bruttó hozzáadott érték arányából kapunk (i . ágazat hitelállománya³; i . ágazat bruttó hozzáadott értéke⁴):

$$L/G_i = \frac{i. \text{ ágazat hitelállománya}}{i. \text{ ágazat szezonálisan kiigazított bruttó hozzáadott értéke}}$$

A kamatláb változó számszerűsítésére a 12 hónapos bankközi **kínalati reálkamatláb**at (Romanian Interbank Offered Rate – ROBOR) használtuk a Román Nemzeti Bank adatai alapján⁵, mivel magyarázó ereje jobbnak bizonyult, mint a nominális kamatlábé.

Virolainen [2004] módszertanát követve, vizsgáltuk a **bruttó hazai termék** negyedéves **volumenindexét**⁶, valamint a trendtől való eltérését; a kettő közül az előbbi bírt nagyobb magyarázó erővel.

Vizsgáltuk a **munkanélküliségi ráta**⁷ és a **fogyasztói árindex**⁸ magyarázó erejét is. Ezek közül a munkanélküliségi ráta bírt jobb magyarázó erővel, viszont együttmozgás mutatható ki a bruttó hazai termék volumenindexével.

2 A Romániai Nemzeti Statisztikai Hivatal ágazati csoportosítása alapján

3 Román Nemzeti Bank, Havi jelentés 2002/12., 2003/12., 2004/12., 2005/12., 2006/12., www.bnro.ro

4 Nemzeti Statisztikai Hivatal, Havi statisztikai jelentés, 2001/12., 2002/12., 2003/12., 2004/12., 2005/12., 2006/12., 2007/9., www.insse.ro

5 RNB Havi jelentés 2002/12.–2006/12., www.bnro.ro

6 NSH, Havi statisztikai jelentés 2001/12., A vállalkozói hajlandóság felmérése Romániában 2002/12., 2003/12., 2004/12., 2005/12., 2006/12., 2007/9., www.insse.ro

7 RNB Havi jelentés 2002/12., 2003/12., 2004/12., 2005/12., 2006/12., www.bnro.ro

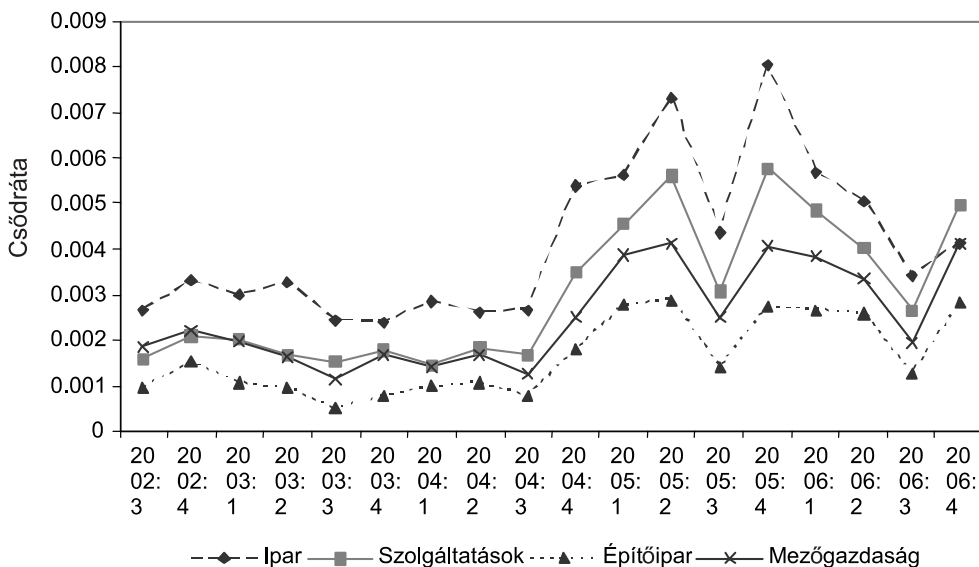
8 NSH <https://statistici.insse.ro/ipc/>

3. EMPIRIKUS KUTATÁS

Az ágazatspecifikus csődráták alakulását a 2002. II. negyedév és 2006. IV. negyedév közötti időszakban az 1. ábra mutatja.

1. ábra

**Negyedéves ágazatspecifikus csődráták alakulása Romániában
(2002:2–2006:4)**



Forrás: Nemzeti Kereskedelmi Regisztrációs Iroda

Boss [2002] szerint a vállalati csődrátát a legjobban a következő makrogazdasági mutatók magyarázzák: árstabilitási mutatók, a háztartási és vállalati szektor mutatói, pénzügyi piaci mutatók.

Virolainen [2004] modelljében három fontos makrogazdasági mutatót használt: a bruttó hazai terméket, a kamatlábat és a vállalati eladósodást.

A tanulmányban alkalmazott magyarázó változók (bruttó hazai termék volumenindexe, ROBOR, ágazatspecifikus vállalati eladósodás) és a függő változók (ágazatspecifikus makroindexek) főbb statisztikai jellemzőit az 1. tábla szemlélteti.

1. tábla

**A modellben használt változók főbb statisztikai jellemzői
(2002:2-2006:4)**

| | Átlag | Medián | Min. | Max. | Szórás |
|------------------|--------------|---------------|-------------|-------------|---------------|
| y_{IPAR} | 5,905 | 5,929 | 5,148 | 6,533 | 0,493 |
| y_{SZOLG} | 6,061 | 6,122 | 5,480 | 6,784 | 0,429 |
| $y_{ÉPÍTŐIP}$ | 6,547 | 6,561 | 5,842 | 7,616 | 0,539 |
| $y_{MEZŐGAZD}$ | 5,562 | 5,679 | 4,813 | 6,030 | 0,378 |
| GDP | 0,063 | 0,060 | 0,030 | 0,100 | 0,019 |
| ROBOR | 0,408 | 0,383 | 0,089 | 1,046 | 0,285 |
| L/G_{IPAR} | 1,242 | 1,285 | 1,071 | 1,367 | 0,093 |
| L/G_{SZOLG} | 0,664 | 0,667 | 0,519 | 0,896 | 0,101 |
| $L/G_{ÉPÍTŐIP}$ | 0,795 | 0,794 | 0,588 | 1,161 | 0,186 |
| $L/G_{MEZŐGAZD}$ | 0,225 | 0,197 | 0,141 | 0,412 | 0,077 |

Forrás: saját számítások (Gretl⁹)

Elvárásaink szerint a bruttó hazai termék volumenindexe egyenesen, míg a kamatláb és a vállalati eladósodás fordítottan arányos az ágazatspecifikus makroindexszel, hiszen az ágazatspecifikus makroindex nagyobb értéke jobb gazdasági helyzetre utal, alacsonyabb csődrátákkal.

Az ágazatspecifikus makroindexek egyenletrendszerét látszólag nem összefüggő regressziós modellel (Seemingly Unrelated Regression – SUR) becsültük Gretl programmal.

Eredményeinket az alábbi táblázat foglalja össze.

2. tábla

SUR-becslés (2002:2–2006:4)

| | y_{IPAR} | $y_{SZOLGÁLTATÁS}$ | $y_{ÉPÍTŐIPAR}$ | $y_{MEZŐGAZDASÁG}$ |
|--|-------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| GDP | 8,01288 (10,234)*** | 6,35779 (20,621)*** | 6,80849 (23,214)*** | 4,59332 (30,447)*** |
| ROBOR | | | | 0,780504 (5,086)*** |
| L/G_i | -2,10598 (-3,164)*** | -1,05346 (-2,198)** | -0,871880 (-2,353)** | 1,60165 (3,423)*** |
| Hansen–Sargan-teszt: $\chi^2(15) = 15,7201, p$ érték 0,400894 | | | | |

Forrás: saját számítások (Gretl)

Megjegyzés: L/G_i ágazatspecifikus változó; t -statisztika zárójelben

*** 1%-os szignifikanciaszintet,

** 5%-os szignifikanciaszintet jelöl

A bruttó hazai termék volumenindexének és a vállalati szektor ágazatspecifikus eladósodásának előjele elvárásainknak megfelelő, és minden egyenletben statisztikailag szignifikáns, kivéve a mezőgazdaság vállalati eladósodását.

Az ágazatspecifikus eladósodási mutató elvárásainkkal ellentétes előjele a mezőgazdaságban azzal magyarázható, hogy a romániai agráriumra az ágazat regisztrált vállalkozói szférájával szemben a nem regisztrált kis családi gazdaságok dominanciája jellemző. Bár az ágazati bruttó hozzáadott érték regisztrált és nem regisztrált egységek szerinti szerkezete nem állt rendelkezésünkre, a romániai mezőgazdaságra vonatkozó állításunkat a mezőgazdaságban alkalmazottakhoz viszonyított, nagyon alacsony aránya (2002: 5,37%, 2006: 4,16%)¹⁰ is igazolja.

A 12 hónapos bankközi kínálati reálkamatláb az első három egyenletben statisztikailag nem szignifikáns, míg a negyedik egyenletben nem várt előjellel rendelkezik.

A makrogazdasági mutatók időbeni alakulásának elemzésére másodrendű autoregresszív modellt – AR(2) – használtunk, amelynek eredményeit a 3. tábla szemlélteti.

3. tábla

Makrogazdasági mutatók – AR(2) – becslései

| | Konstans | x_{t-1} | x_{t-2} | Korrigált R^2 | D-W |
|-----------------------------------|--------------------|---------------------|----------------------|-----------------|------|
| GDP | 0,653 (2,960)** | 0,916 (4,083)*** | -0,530 (-2,294)** | 0,479 | 2,24 |
| ROBOR | 0,006 (0,437) | 1,255 (5,117)*** | -0,346 (-1,623) | 0,983 | 1,32 |
| L/G_{IPAR} | 0,206 (1,799)* | 0,867 (3,539)*** | -0,019 (-0,08) | 0,840 | 2,08 |
| L/G_{SZOLGÁLTATÁS} | -0,014 (-0,288) | 1,144 (4,247)*** | -0,094 (-0,324) | 0,935 | 1,88 |
| L/G_{ÉPÍTŐIPAR} | -0,04 (-0,075) | 0,770 (2,94)** | 0,296 (1,008) | 0,943 | 1,97 |
| L/G_{MEZŐGAZDASÁG} | -0,01 (-0,428) | 1,283 (4,565)*** | -0,175 (-0,478) | 0,925 | 1,81 |

Forrás: saját számítások (Gretl)

Megjegyzés: *t*-statisztika zárójelben; *D-W* a Durbin-Watson-teszt értéke.

*** 1%-os szignifikanciaszintet,

** 5%-os szignifikanciaszintet,

* 10%-os szignifikanciaszintet jelöl. A nem indexált koefficiensek statisztikailag nem szignifikánsak.

10 Saját számítás a következő források alapján: Statisztikai Évkönyv 2005., III. fejezet, 18., 20. o.;

Havi Statisztikai Jelentés 2007/8., 106. o.,

http://www.insse.ro/cms/files/statistici/comunicate/somaj/somaj_IV_06.pdf

Regressziós modellek alkalmazásánál lehetséges, hogy a modell hamis, mintaszpecifikus összefüggéseket ragad meg, ezért a modellezéstől független mintán kell bemutatni, hogy független adatok esetén is pontos előrejelzést ad. Ebben a cikkben a rövid időtáv miatt nincs lehetőség a modell független mintán való validálására.

4. CSŐDRÁTA ÉS VESZTESÉGELOSZLÁS-SZIMULÁCIÓ

A becült paraméterek és a (2)–(4) egyenletrendszer segítségével ágazatspecifikus csődrátákat szimuláltunk Monte-Carlo-módszerrel. Feltételezve a csődráták csupán makrogazdasági mutatókkal való magyarázatát, az egyéves időtartamra történő szimuláció lépései a következők.

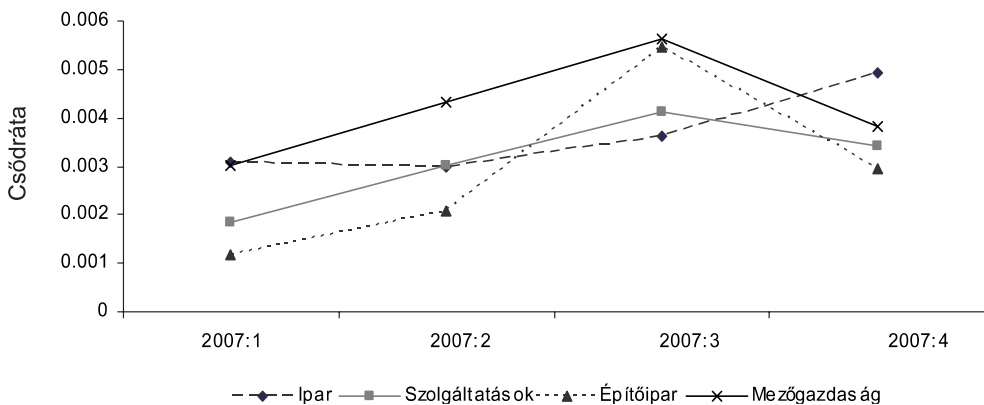
Első lépés a hibatagok Σ variancia-kovariancia-mátrixának Cholesky-dekompozíciója, A , ahol $\Sigma = A \cdot A'$. Másodszor a szimuláció minden lépésében egy $(i+j) \times 1$ -es vektort hozunk létre: $Z_{t+s} \sim N(0,1)$, amelynek tagjai standard normális eloszlású véletlen számok, ahol s a negyedévek számát jelöli, amelyekre a szimulációt végezzük. E vektor segítségével kapjuk meg a makrogazdasági mutatók és az ágazatspecifikus csődráták korrelált hibatagjainak vektorát: $E_{t+s} = A' \cdot Z_{t+s}$.

A hibatagok szimulált értékeit és a makrogazdasági mutatók néhány kiinduló értékét felhasználva, az $x_{j,t+s}$, $y_{i,t+s}$ és $p_{i,t+s}$ szimulált értékeit a (2)–(4) egyenletrendszer alapján származtatjuk. Az eljárást a kívánt időtartam eléréséig ismétljük.

A 2. ábrán egy példát szemléltetünk az ágazatspecifikus csődráták egyéves időtartamra szimulált értékeire ($p_{i,t+s}$, ahol $i = \overline{1,4}$, az ágazatok számát, t 2006 IV. negyedévé, valamint $s = \overline{1,4}$ a szimulációban szereplő negyedévek számát jelöli).

2. ábra

Ágazatspecifikus csődráták egyéves időtartamra szimulált értékei



Forrás: saját számítás

A csődráták szimulált értékeit a hipotetikus vállalati hitelportfólió veszteségeloszlásának meghatározására használtuk. Feltételezve a csődesemények függetlenségét, továbbá, hogy a visszanyerési ráta állandó, a veszteségeloszlás meghatározásakor a csődesemények eloszlását binomiálisnak tekintettük. A szimuláció során a rögzített nemteljesítéskori átlagos veszteségparaméter (LGD) értéke 0,5.

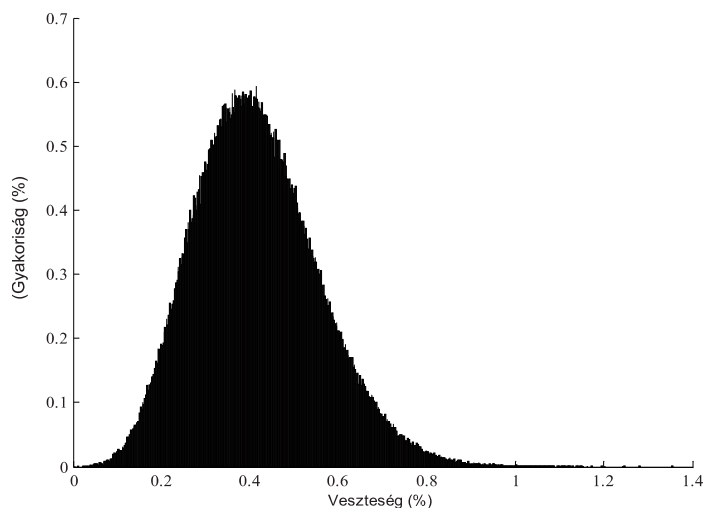
A 3000 hitelből álló vállalati hitelportfólió felépítésénél figyelembe vettük a hitelek ágazat szerinti megoszlását. A hitel értékének ágazat szerinti megoszlása: ipar 43,31%, szolgáltatások 46,69%, építőipar 7,14%, mezőgazdaság 2,86%. A hitellel rendelkező vállalatok ágazat szerinti százalékos megoszlása: ipar 26,92%, szolgáltatások 62,57%, építőipar 6,82%, mezőgazdaság 3,68%.¹¹ A hitelállomány feltételezett nagysága 100 millió lej [RON], (26 954 178 euro).

A nem várt veszteség (unexpected loss) a veszteségeloszlás szélét, a kis valószínűséggel bekövetkező nagymértékű – rendkívüli, illetve egyedi – veszteséget jeleníti meg. A veszteségeloszlás szélére vonatkozó bizonytalanság miatt ezek a veszteségek nem becsülhetők pontosan előre. A nem várt veszteségekre a tőkének kell fedezetet nyújtania. Ezzel szemben a veszteségek jó részére a tapasztalatok, illetve bizonyos negatív fejlemények alapján előre lehet számítani, azaz várhatóak (expected loss). A várt veszteségekre a bank felkészülhet egyedi vagy portfólióalapon képzett tartalékokkal (*Bethlendi* [2006]).

A veszteségeloszlást Matlab program segítségével szimuláltuk Monte-Carlo-módszerrel. Azonos körülmények között 500 000 szimulációt végeztünk a hitelportfólió veszteségének, valamint ezen veszteségek bekövetkezési valószínűségének meghatározására. Az egyes portfóliók veszteségei képezik a portfólió veszteségeloszlását. A hitelportfólió veszteségeloszlása¹² negyedéves időtartamra a 3. ábrán látható.

3. ábra

A hipotetikus vállalati hitelportfólió szimulált veszteségeloszlása negyedéves időtartamra (2007:4)



Forrás: szimuláció Matlab segítségével (500 000 szimuláció)

¹¹ Saját számítások az RNB adatai alapján.

¹² A veszteség a hitelállomány értékének százalékában van megadva.

A veszteségeloszlás – elvárásainknak megfelelően – jobb oldali aszimmetriát mutat. A hipotetikus portfólió negyedéves várt vesztesége az adott gazdasági körülmények között 0,2073%-a a vállalati hitelállománynak, vagyis 207 300 lej (55 876 euro). A várt veszteséget a veszteségek várható értékeként kaptuk meg.

A nem várt veszteség a 99, illetve a 99,9%-os percentilis és a várt veszteség különbsége. A nem várt veszteség a hitelállomány 0,9868%-a, vagyis 986 800 lej [RON], (265 984 euro), amit a 99. percentilis és a várt veszteség különbségeként számoltunk ki. A 99,9. percentilis segítségével számolt, nem várt veszteség a hitelállomány 1,1424%-a. A várt és nem várt veszteség értékeit (99, illetve a 99,9%-os percentilis) a 4. tábla szemlélteti.

4. tábla

**A hitelportfólió várt és nem várt vesztesége
a hitelállomány értékének százalékában, negyedéves időtartam (2007:4)**

| | |
|--------------------------------|---------|
| Várt veszteség | 0,2073% |
| Nem várt veszteség (VaR 99%) | 0,9868% |
| Nem várt veszteség (VaR 99,9%) | 1,1424% |

Forrás: saját számítás Matlab program segítségével

5. A PORTFÓLIÓ STRESSZTESZTELÉSE

A stresszteszt tulajdonképpen egy gyűjtőfogalom. Olyan technikákat fed le, amelyekkel a pénzügyi intézmények a kivételes, de bizonyos valószínűséggel bekövetkező események általi sebezhetőségüket (elsősorban az abból származó veszteségüket és annak a tőkére gyakorolt hatását) mérik. A stressztesztek **kiegészítik – és nem helyettesítik** – a napi szintű VaR- (Value at Risk) számításokat.

A statisztikai modellek ugyanis nem tudják megfelelően kezelni a kivételes körülményeket. Ennek legfőbb oka, hogy extrém körülmények csak ritkán adódnak, statisztikai következtetés levonásához pedig megfelelő számú megfigyelésre van szükség. Másik ilyen okként az említhető, hogy nagymértékű ármozgások esetén a különböző árak között normál körülmények mellett fennálló korrelációk megváltoztathatják jellegüket. A stressztesztek azonban a lehetséges extrém eseményekkel kapcsolatban keletkező kitétségek kvantitatív megközelítésével képesek áthidalni a fenti problémákat, ily módon egészítve ki a VaR-modelleket. Mivel a rendkívüli események valószínűségének nem létezik megbízható statisztikai mérése, ennek hiányában a stressztesztek biztosítják a kockázatkezelőknek és a vezetőknél a megfelelő eszközt annak elbírálásához, hogy szükséges-e a limitek módosítása vagy a kitétség megváltoztatása (PSZÁF [2004]).

Egy mesterséges sokkot generáltunk a hibatagok vektorában. A standard normális eloszlású véletlen számok $Z_{t+s} \sim N(0,1)$, vektorának megfelelő értékét helyettesítettük a feltelezett sokkhatással. A szimuláció minden lépésében beiktatott sokkhatás a variancia-

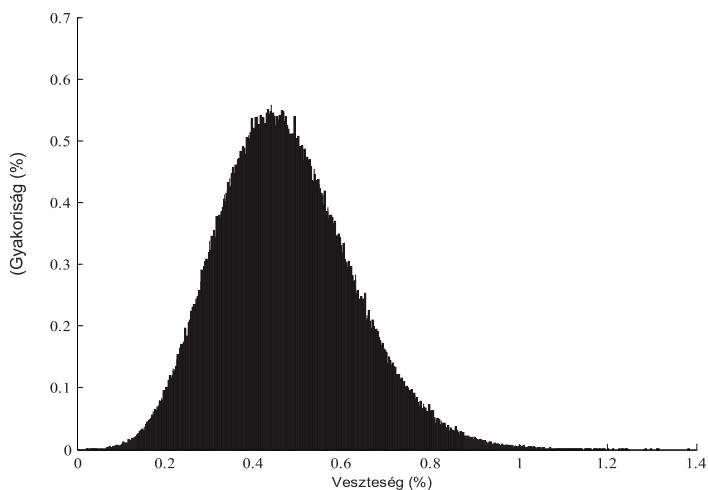
kovariancia-mátrixon keresztül hatott a többi makrogazdasági mutatóra. Így a szimulált csődráták segítségével a stresszelt scenárió veszteségeloszlásai meghatározhatók.

Feltételeztük, hogy valamilyen külső hatás következtében a bruttó hazai termék volumenindexe négy egymást követő negyedévben két százalékkal csökken, míg a többi makrogazdasági mutató értéke nem változik. Ennek következtében a csődráták növekedni fognak, ami a portfólió várt és nem várt veszteségének növekedéséhez fog vezetni.

Az előbbi szimulációhoz hasonlóan 500 000 szimulációt végeztünk a hitelportfólió veszteségének, valamint ezen veszteség bekövetkezési valószínűségének meghatározására. A hitelportfólió szimulált veszteségeloszlása a 4. ábrán látható.

4. ábra

**Szimulált veszteségeloszlás bruttó hazai terméksokk (csökkenés) esetén,
negyedéves időtartamra (2007:4)**



Forrás: saját számítás Matlab program segítségével (500 000 szimuláció)

Eredményeinket elemezve megállapíthatjuk, hogy úgy a várt, mint a nem várt veszteség értéke nőtt a bruttó hazai termék volumenindexének csökkenése következtében, hiszen a bruttó hazai termék volumenindexe és a csődráták közötti kapcsolat fordított. A portfólió várt vesztesége a bruttó hazai termék volumenindexének csökkenése következtében a hitelállomány 0,2073%-áról a 0,2358%-ára nőtt. A nem várt veszteség értéke a 99. percentilre vonatkozóan a hitelállomány 0,9868%-áról 1,0514%-ára növekedett, míg a 99,9. percentilis segítségével meghatározott nem várt veszteség értéke a hitelállomány 1,1424%-ról 1,1465%-ra nőtt a sokkhatás következtében (5. tábla).

5. tábla

**A hitelportfólió várt és nem várt vesztesége
bruttó hazai terméksokk (csökkenés) esetén
a hitelállomány értékének százalékában, negyedéves időtartamra (2007:4)**

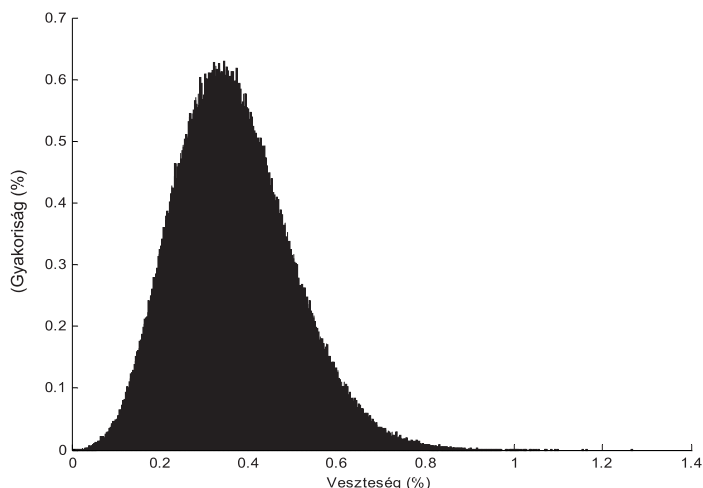
| | |
|--------------------------------|---------|
| Várt veszteség | 0,2358% |
| Nem várt veszteség (VaR 99%) | 1,0514% |
| Nem várt veszteség (VaR 99,9%) | 1,1465% |

Forrás: saját számítás Matlab program segítségével

A továbbiakban az előbbivel ellentétes sokkot generáltunk, vagyis a bruttó hazai termék volumenindexét négy egymást követő negyedévben két százalékkal növeltük, a többi makrogazdasági mutató állandóságát feltételezve. A bruttó hazai termék volumenindexének növekedésével a csődráta, valamint a portfólió várt és nem várt veszteségének csökkenése vetíthető előre a jobb makrogazdasági helyzet következtében. A hitelportfólió veszteségeloszlása az 5. ábrán figyelhető meg.

5. ábra

**Szimulált veszteségeloszlás bruttó hazai terméksokk (növekedés) esetén,
negyedéves időtartamra (2007:4)**



Forrás: saját számítás Matlab program segítségével (500 000 szimuláció)

A szimuláció eredményei elvárásainknak megfelelőek: a várt és nem várt veszteség értéke a stressztesztelés előtti eredményeinkhez képest csökkent, mivel a bruttó hazai termék volumenindexének növekedése a csődráták csökkenését eredményezi.

A várt veszteség a jobb gazdasági helyzet következtében a hitelállomány 0,2073%-áról 0,183%-ára csökkent. Hasonlóképpen, a 99. percentilis segítségével meghatározott, nem várt veszteség a hitelállomány 0,9868%-áról 0,9095%-ára csökkent, mint ahogy azt a 6. tábla adatai is szemléltetik.

6. tábla

**A hitelportfólió várt és nem várt vesztesége
bruttó hazai terméksokk (növekedés) esetén
a hitelállomány értékének százalékában, negyedéves időtartam (2007:4)**

| | |
|--------------------------------|---------|
| Várt veszteség | 0,183% |
| Nem várt veszteség (VaR 99%) | 0,9095% |
| Nem várt veszteség (VaR 99,9%) | 1,0807% |

Forrás: saját számítás Matlab program segítségével

6. KÖVETKEZTETÉSEK

Tanulmányunkban a romániai vállalati szektorra egy makrogazdasági hitelkockázati modellt becsültünk, kapcsolatot teremtve az ágazatspecifikus csódráták és makrogazdasági mutatók között.

Empirikus eredmények igazolják, hogy a makrogazdasági mutatók befolyásolják a nemteljesítési valószínűséget. A makrogazdasági mutatók közül a bruttó hazai termék negyedéves volumenindexét, a 12 hónapos bankközi kínálati reálkamatláb (ROBOR), valamint az iparág hitelállományának és a szezonálisan kiigazított, iparági bruttó hozzáadott érték arányát (az ágazatspecifikus eladósodást) vizsgáltuk.

A bruttó hazai termék volumenindexének és a vállalati szektor ágazatspecifikus eladósodásának előjele elvárásainknak megfelelő (pozitív, illetve negatív), és minden egyenletben statisztikailag szignifikáns, kivéve a mezőgazdaság eladósodását. A 12 hónapos bankközi kínálati reálkamatláb (ROBOR) az első három egyenletben nem szignifikáns, míg a negyedik egyenletben nem várt előjellel rendelkezik.

A modellt a hipotetikus vállalati hitelportfólió veszteségeloszlásának meghatározására használtuk, végül bruttó hazai terméksokkokat generáltunk, vizsgálva a portfólió várt és nem várt veszteségére való hatását.

Eredményeink fontossága a makrogazdasági helyzettől függően a várt és nem várt veszteség meghatározásában rejlik.

IRODALOMJEGYZÉK

- ARVANITIS, A.–GREGORY, J. [2004]: *Credit: The Complete Guide to Pricing, Hedging and Risk Management*, Risk Books, London
- BETHLENDI A. [2006]: A hazai bankok hitelezésiveszteség-elszámolásának vizsgálata, MNB-tanulmány, 56/2006, 10. o.
- BHATIA, M. [2006]: *Credit Risk Management and Basel II. An Implementation Guide*, Risk Books, London
- BOSS, M. [2002]: A Macroeconomic Credit Risk Model for Stress Testing the Austrian Credit Portfolio, *Financial Stability Report 4*, Oesterreichische National Bank, Bécs, 63–82. o.
- Havi statisztikai jelentés 2001/12., 2002/12., 2003/12., 2004/12., 2005/12., 2006/12., 2007/9., www.insse.ro
- PSZÁF [2004]: A stressztesztek szerepe a kockázatkezelésben és a felügyeleti gyakorlatban, www.pszaf.hu/bazel2/stressz.pdf
- RAMANATHAN, R. [2003]: *Bevezetés az ökonometriába alkalmazásokkal*, Panem Könyvkiadó, Budapest
- Román Nemzeti Bank, Havi jelentés 2002/12., 2003/12., 2004/12., 2005/12., 2006/12., www.bnro.ro
- SHIMKO, D. [2004]: *Credit Risk Models and Management*, Risk Books, London
- VIROLAINEN, M. [2004]: *Macro Stress Testing with a Macroeconomic Credit Risk Model for Finland*, Bank of Finland, Discussion Papers, 18/2004., <http://www.bof.fi/NR/rdonlyres/72DEE9DA-7A18-4894-9E43-BD76877ECA2F/0/0418.pdf>.
- WILSON, T. C. [1997a]: Portfolio Credit Risk (I), *Risk Magazin*, szeptember, 111–117. o.
- WILSON, T. C. [1997b]: Portfolio Credit Risk (II), *Risk Magazin*, október, 56–61. o.

HONLAPOK

- Román Nemzeti Bank (Banca Națională a României), www.bnro.ro
- Nemzeti Statisztikai Hivatal (Institutul Național de Statistică), www.insse.ro
- Nemzeti Kereskedelmi Regisztrációs Iroda (Oficiul Național al Registrului Comerțului), www.onrc.ro