

HAVRAN DÁNIEL–KONCZ GÁBOR

# Hitelbedőlések együttes modellezése: számít-e a korreláció?<sup>1</sup>

A banki háztartási és nem pénzügyi vállalati hitelportfólió-állományának minősége együtt mozog (különösen válság idején), azonban ezt az együttmozgást sokszor figyelmen kívül hagyják a mikro- és makromegközelítésű elemzésekben. A tanulmányban azt vizsgáljuk, hogy érdemes-e figyelembe venni a bedőlési valószínűségek (*probability of default*) együttmozgását. Csödintenzitás-alapú modellekkel többféle korrelációs struktúra mellett (Gauss, Gumbel és Frank-kopula) szimuláljuk a hitelportfóliók bedőlési rátáját és a forward csődvalószínűségeket, amelyekre standard kockázati mértékeket (VaR, expected shortfall – ES) számolunk.

## 1. BEVEZETÉS

A pénzügyi válsághoz kapcsolható jelenség Magyarországon, hogy a banki hitelportfóliók minősége romlott. A késedelmes fizetések és a nemfizetések aránya az elmúlt időszakban jelentősen emelkedett, ezzel párhuzamosan a várható csődráták – a bedőlési valószínűségek (*probability of default*) – is nőttek. Az MNB (Balás [2009]) stabilitási jelentéséből kiderül, hogy a 90 napon túli késedelmes fizetések aránya a nem pénzügyi vállalatok tartozásainál körülbelül 7 százalékra, a háztartási portfóliónál mintegy 6 százalékra emelkedett a 3 százalék körüli szintről. A 90 napon felüli késedelmes fizetések már gyakorlatilag hitelvesztiséget jelentenek.<sup>2</sup>

Az 1. ábra szemlélteti a magyarországi bankrendszerben szereplő hitelek késedelmes fizetéseinek állománydinamikáját. Az itt megfigyelhető hitelportfólió-romlás a korábbi gyakorlathoz képest a bankoktól nagyobb mértékű tartalékolást is megkíván. Fontos azonban megjegyezni, hogy más a mikroszintű és más a makroszintű kockázat jellege. Míg mikroszinten az egyes bankok saját hitelportfóliójukra a szabályozásnak megfelelő tartalékok képeznek, addig makroszinten – az egyes bankok és szektorok együttmozgásának okán – a hitelvesztések kockázata nagyobb lehet, mint amekkorát a várható veszteségek összege alapján számítanánk. A portfóliószemléletű hitelkockázati modellek ezt a kockázatot képesek számszerűsíteni, bár nem aggregált számításokra, hanem az egyedi banki kockázatok mérésére használatosak. A legelterjedtebb megközelítések, mint a Credit Risk+ (Credit Suisse [1997]), a CreditMetrics vagy a CreditPortfolioView, figyelembe veszik a csődráták

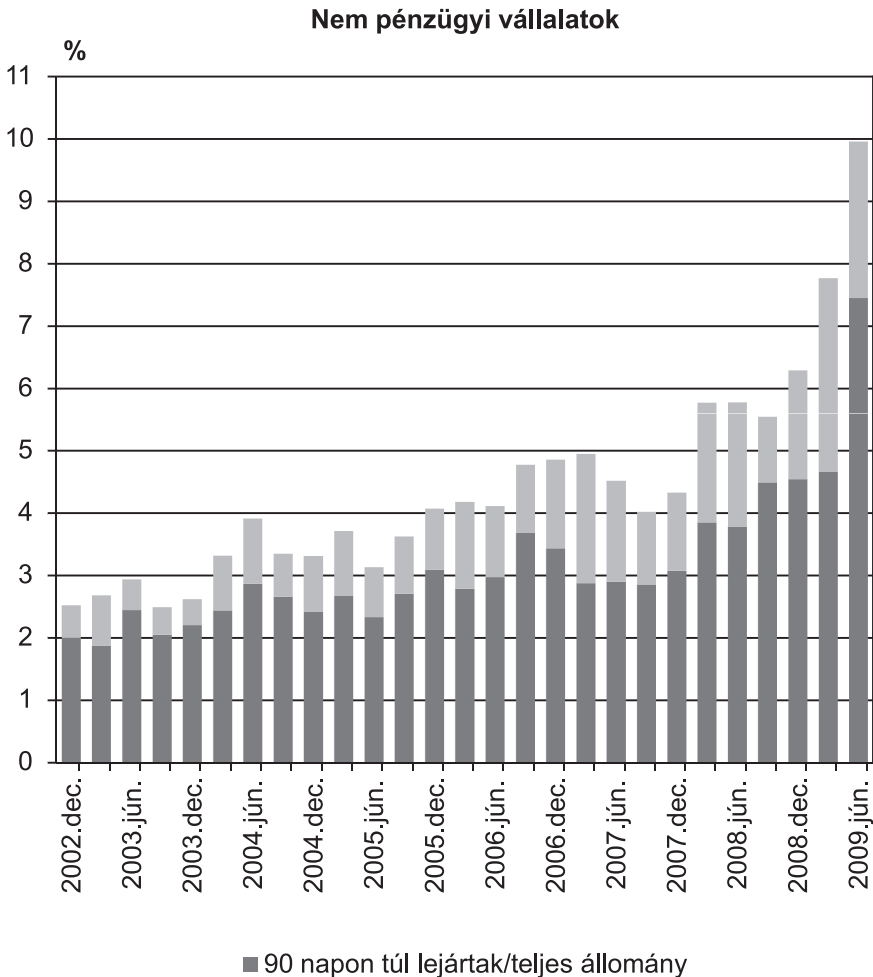
<sup>1</sup> Köszönettel tartozunk Király Júliának, aki a cikk egy kezdetleges változatához adott értékes megjegyzéseket és tanácsokat. A cikkben található esetleges hibákért kizárólag a szerzők felelősek.

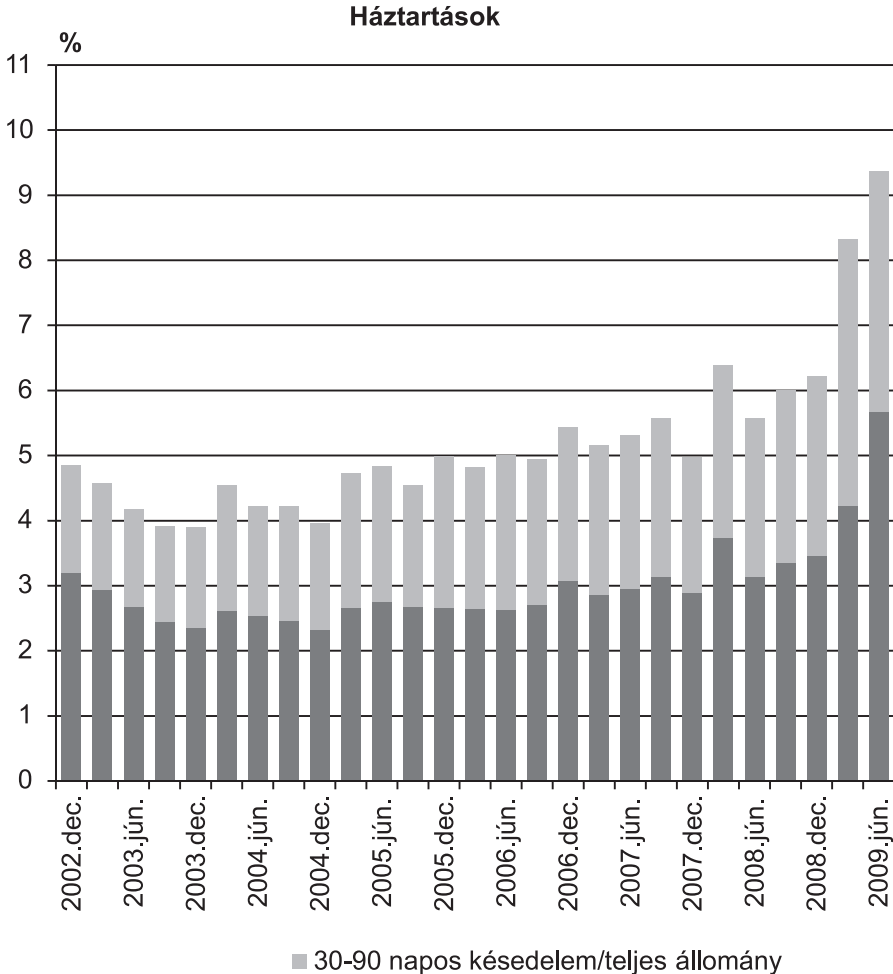
<sup>2</sup> A 90 napos késedelmek aránya csak egy a bankrendszer hitelportfóliójának minőségét jellemző mutatók közül, a mutatók összehasonlítását BALÁS [2009] végzi el.

közötti együttmozgást. Ahogy *Janecskó* [2002] is felhívja rá a figyelmet, a hitelkockázati események együttmozgása valójában a nemteljesítési valószínűségek együttmozgását jelenti. A jelenlegi pénzügy válság következménye az is, hogy a vállalati és a háztartási szektorban megemelkedtek a defaultráta-értékek, ezzel párhuzamosan a késedelmes fizetések és nemteljesítések is. Bár példának a késedelmes fizetési és nemfizetési ráták múltba tekintő idősorát hoztuk, a tanulmányban az előretekintő nemteljesítési valószínűséggel foglalkozunk. (A két fogalom különbségéről és a csódráta becslésének problémáiról részletesen lásd *Madar* [2008]).

1. ábra

**A bankrendszer késedelmesen teljesítő hiteleinek aránya a teljes állományhoz képest**





*Forrás:* Balás [2009], 2. o.

Jelen tanulmányban egy gondolatkísérletet végzünk el arra vonatkozóan, hogy miként alakulhat két hitelportfólió-állomány együttesének kockázata, ha a két hitelportfólió közötti korrelációt többféle módon is figyelembe vesszük. Ha a két hitelportfólió-állomány közötti időszaki bedőlési arányok nagysága együtt mozog, krízis esetén az együttes veszteség is nagyobb. A két hitelportfólió-állományt a gondolatkísérlet során nem nevesítjük, azonban úgy gondolunk rájuk, mint a vállalati és a háztartási hitelportfóliók állományaira. Ennek az oka, hogy a két állomány között lényeges korreláció van, azonban az egyedi kockázati hatások is jellemzőek, s ezzel a tulajdonsággal egy homogén elemekből álló, kételemű portfólió nem jellemezhető. Mivel az aggregált csődrátákat pontosan nem ismerjük, így pontos számításokat a két szektor közötti kapcsolat vizsgálatára nem végzünk. A tanulmányban kizárólag a defaultráták közgazdasági modellezésével foglalkozunk, nem vesszük

figyelembe a visszaszerzési ráta (*recovery rate*) és a biztosítékok értékének lehetséges alakulását, valamint a defaultráttával való korrelációját sem, hanem egyszerűen százalékos veszteséget tételezünk fel. A veszteség méretével sem foglalkozunk külön. Mivel modellünk a defaultráta együttmozgására koncentrálna, az ilyen folyamatokat adottnak tekintjük, tehát – a stresszteszttekkel ellentétben – jelen esetben nem komplex makrogazdasági faktorokkal magyarázzuk a defaultfolyamatok alakulását, hanem egy redukált modell segítségével.

A cikk további részében az alapfogalmak és a kapcsolódó modellezési gyakorlat bemutatása után röviden leírjuk, miként modellezhetők a nemteljesítési ráták csődintenzitás-folyamatok segítségével, és hogyan jelenhet meg a korreláció a mulasztások között. Nemteljesítési valószínűségeket (*probability of default – PD*), forward nemteljesítési valószínűségeket<sup>3</sup> (*forward probability of default*), valamint együttes nemteljesítési valószínűségeket szimuláció segítségével számolunk, majd ezek után ismertetjük főbb eredményeinket. Aggregált szinten a korreláció figyelembevétele valóban számít, azonban komoly trade-offot találunk a csődráták átlaghoz visszahúzó modellje és a korrelációmodellezés együttes alkalmazásában. A csődvalószínűség-folyamatok generálására gyakorta használt, átlaghoz való visszahúzási folyamatok (mint a Cox–Ingersoll–Ross-modell, vagy az általunk használt lognormális intenzitások átlaghoz visszahúzó modellje) a korreláció-eloszlásokat „összehúzzák”, éppen a szélsőségek vesznek el. A másik divatos irányzat – a korreláció és a kopulamodellezés – pedig a szélsőségekre és a vastag szélekre koncentrálna, így nem ragadja meg azt a jelenséget, hogy hosszú távon a defaultráta egy „egyensúlyi érték” (*feltétel nélküli, átlagos PD*) közelében alakulnak. Érdemes lehet tehát kétféle modellt fejleszteni: a stabil időszakokra az átlaghoz való visszahúzó modell javasolt, míg lehetséges válság-, illetve stresszhelyzetek idején a kopulamódszerek jellemezhetik jobban a lehetséges kockázatokat.

## 2. A KORRELÁCIÓ SZEREPE A HITELKOCKÁZAT MODELLEZÉSÉBEN

A portfóliószemléletű hitelkockázati modellezést magyar nyelven Janecskó [2002] tanulmánya mutatja be. A CreditRisk+ által használt eloszlások és folyamatok matematikai alapjairól magyar nyelven Medvegyev [2009] anyagaiban olvashatunk. Az angol nyelvű szakirodalmi publikációk és könyvek közül ki kell emelni Wilson [1997a], [1997b], Crouchy–Galai–Mark [2001], Duffie és Singleton [2003], Schönbucher [2003], Lando [2004], valamint McNeil–Frey–Embrechts [2005] munkáit.

A Bazel II-es szabályozásban a különböző típusú kockázati eseményekre általában tökéletes korrelációt feltételeznek, azonban sem a standard, sem a belső módszer nem tekint a hitelkockázati események korrelációját (Basel Committee On... [2003]). A szabályozás mögött azonban mégis egy korrelációs megfontolás áll – írja Janecskó [2004]. A modellben megkülönböztetik a szisztematikus kockázatot (egy makrofaktor van, amelyet konjunkturnyenzőnek is hívhatunk), valamint az egyedi, idioszinkratikus kockázatot. A szisztematikus kockázat lényegében a nemteljesítési valószínűségek együttmozgásából (a makrofaktorra egyszerre történő reagálásából) fakad. A valóságban az egyedi kockázatok

3 A fogalom pontos tartalmát a későbbiekben megadjuk.

nem diverzifikálhatók, emiatt az egyedi kockázatok hatását is figyelembe kell venni. Különösen igaz lehet ez a lakossági és a vállalati hitelportfóliók közötti kapcsolatra.

A stressztesztokban ritkán jelenik meg a korrelációs modellezés. A különféle kockázatok számszerűsítésére és az egyes bankok kockázattűrő képességének értékelésére használt stressztesztok általában az ún. „top-down” megközelítést alkalmazzák (az MNB stressztesztjének eredményéről lásd MNB [2009] 42–43. o.), azaz a makrokörnyezet és az adósok nemteljesítése között teremtenek kapcsolatot, és szélsőséges makroszcenáriók esetén vizsgálják a bankrendszer ellenálló képességét a nagyarányú hitelbedőlésekkel szemben. Az egyes szektoroknak (háztartások, nem pénzügyi vállalatok) és a szektorokon belül a különféle kategóriák szerint nyújtott hitelek portfóliójának kockázatát külön-külön mérik, majd a kapott eredményeket összegzik. A hitelportfóliók együttmozgását a nemzetközi gyakorlatban is sokszor indoklás nélkül figyelmen kívül hagyják.

### 3. A NEMTELJESÍTÉSI VALÓSZÍNŰSÉG ÉS A DEFAULTRÁTÁK ELOSZLÁSA

Hitelkockázat alatt azt a lehetséges veszteséget értjük, amelyet a partner nemteljesítése esetén a másik fél elszenvedhet. A várható veszteséget (*expected loss* – *EL*) az eloszlás ismeretében számíthatjuk ki, a nemteljesítés valószínűségének (*probability of default* – *PD*), a nemteljesítés esetén bekövetkező veszteségnek (*loss given default* – *LGD*) és a kitétségeknek (*exposure at default* – *EAD*) a szorzataként:

$$EL = PD \cdot LGD \cdot EAD \quad (1)$$

A képlet számszerűsítésével a hitelintézetek felkészülhetnek várható veszteségeikre. Nagyobb problémát jelenthet a nem várt veszteség (*unexpected loss* – *UL*), amelynek a becsléséhez a nemteljesítés teljes valószínűség-eloszlása szükséges. Tegyük fel például, hogy a vállalati és a lakossági hitelek veszteségrátája (*LGD*), valamint a kitétségek (*EAD*) ismertek. (Az *LGD* modellezéséről magyar nyelven lásd *Paulovics* [2005].) Ekkor elegendő a nemteljesítési valószínűséget (*PD*) modellezni a veszteségeloszlás (*loss*) generálásához.

A nemteljesítési valószínűségeket a szimuláció során úgy kapjuk, hogy a lehetséges nemteljesítési eseményeket előállítva, a defaultok arányának nagymintás átlagát számítjuk. A veszteségeloszlás alatt a lehetséges defaultráták eloszlását értjük.

### 4. INTENZITÁSALAPÚ MODELLEK

A nemteljesítések modellezéséhez az intenzitásalapú csődmodelleket hívjuk segítségül (a témához kapcsolódó kurzust tartott 2008-ban *Armai Zsolt* és *Ostoróczy Tünde* az MNB-ben *Klein* és *Moeschberger* [2003] alapján, bővebben lásd még *Duffie* és *Singleton* [2003]). Ilyenkor a vizsgált portfólióállományban lévő elemek (hitelek) egy időszaki túlélését, megmaradását modellezzük. Túlélési rátának (túlélési valószínűségnek, *probability of surviving*) nevezzük és  $p(t)$ -vel jelöljük a  $t$ -ik időpontig nem bedőlő (túlélő) hitelek arányát.

A feltételes valószínűségre vonatkozó összefüggés (Bayes-szabály) alapján

$$p(t|s) = \frac{p(t)}{p(s)} \quad (2)$$

kiszámításával az adott időintervallumra vonatkozó túlélési rátákat kapjuk meg. A bedőlési valószínűség (*probability of default*), valamint forward csődvalószínűség fogalmát a túlélési rátákból származtathatjuk. A csődvalószínűség a  $t$  időpontig csődbe jutó hitelek arányát (illetve valószínűségét) jelenti:

$$PD(t) = 1 - p(t), \quad (3)$$

a forward nemteljesítési valószínűség pedig egy adott  $[s, t]$  intervallumon lezajló nemteljesítési események valószínűségét jelöli az  $s$  időpontban meglévő és teljesítő hitelállományra:

$$PD(t) = 1 - p(t), \quad (4)$$

A nemteljesítési valószínűséget mint az állományban várható, bedőlő hitelek számának vagy értékének várható arányát értelmezzük. A gyakorlatban a intenzitást (*default intensity*) modellezzük. Az intenzitást a következőképpen szokták származtatni:

Legyen  $p(t)$  folytonosan deriválható függvény, ekkor az  $f(t)$  csődintenzitás alakja

$$f(t) = -\frac{p'(t)}{p(t)}, \quad (5)$$

amelyből a túlélési ráták könnyen visszakaphatók:

$$p(t) = e^{-\int_0^t f(u) du}. \quad (6)$$

A csődintenzitást diszkrét modellekben  $\lambda$ -val jelölik. Ezek alapján a csődráta várható értéke, vagyis a bedőlési valószínűség

$$PD(t) = 1 - p(t) = E(1 - e^{-(\lambda_1 + \dots + \lambda_t)}) \quad (7)$$

módon származtatható, a forward nemteljesítési valószínűséget pedig

$$fPD(t) = 1 - \frac{p(t)}{p(s)} = E(1 - e^{-(\lambda_s + \dots + \lambda_t)}) \quad (8)$$

alján kapjuk meg.

A forward nemteljesítési valószínűség matematikai modellezése a forward kamatlábakéhoz hasonlít. Amint a fenti képletből is látszik, a PD a csődintenzitások alapján számított várható érték, várható bedőlési ráta. A későbbiekben a bedőlési ráta valószínűség-eloszlására is szükségünk lesz a várható értéken kívül. Ekkor a várhatóérték-operátor elhagyásával a realizációkra fókuszálunk.

## 5. KORRELÁLT LOGNORMÁLIS CSŐDINTENZITÁSOK MODELLEZÉSE

Célunk a  $\lambda$  csődintenzitás időbeli modellezése. A legtöbb dinamikus modell a hozamgörbe-modellezés területéről ismert, ismerhető. Ilyen az átlaghoz visszahúzó modellek vagy a CIR (Cox–Ingersoll–Ross-modell). Mi azt a módot választjuk, amikor a csődintenzitás logaritmusá átlaghoz visszahúzó (*mean-reverting*) folyamatot követ (l. Duffie és Singleton [2003], 236. o.):

$$\log \lambda_{i,t+1} - \log \lambda_{i,t} = \psi_i (\log \bar{\lambda} - \log \lambda_{i,t}) + \sigma_i \varepsilon_{i,t+1}, \quad (9)$$

ahol az  $i$  az egyes modellezni kívánt eszköz indexe ( $i=1, 2$ ),  $\varepsilon$  pedig független, standard normális eloszlású véletlen változó.

A következőkben néhány jellegzetes, a szakirodalom által ajánlott korrelációs mintázattal generáljuk a  $\lambda$  paramétereket. A független esetet, a Gauss-, a Gumbel- és a Frank-kopula esetét vizsgáljuk. A korreláció általánosításának tekinthető kopulákat több, egymással valamilyen függőségi struktúrában lévő valószínűségi változók közös eloszlásainak generálására használják.

A Gauss-kopulával két korrelált normális eloszlású valószínűségi változó együttes eloszlását lehet előállítani.

A Gumbel- és a Frank-kopula az úgynevezett archimédeszi kopulaosztályba tartozik. Az archimédeszi kopulák az extrém értékek együttmozgását jól modellezik, a Gumbel családra a felső extremitásokban való összefüggés a jellemző, így ennek használata tulajdonképpen azt az előfeltevést testesíti meg, hogy a két szektor esetében a nagyarányú nemteljesítések általában egyszerre fordulnak elő.

A Frank családot pedig szimmetrikusan a felső és az alsó extremitások összefüggése jellemzi. Ma már a számítógépes szoftvercsomagokban a fenti kopulák generálása egy beépített paranccsal történik, amelyek a fenti lépéseket tartalmazzák. További ismertetést ad a kopulák alkalmazására magyar nyelven *Benedek–Kóbor–Pataki* [2002], *Kóbor* [2003], *Kovács* [2005] és *Barra* [2007] dolgozata, *Tulassay* [2008] előadásvázlata, illetve angolul *McNeil–Frey–Embrechts* [2005] kvantitatív kockázatkezelésről szóló könyve.

### 5.1. Független esetek

Ha a két hitelportfólió független egymástól, akkor a két intenzitásfolyamatot külön modellezzük:

$$\log \lambda_{1,t+1} - \log \lambda_{1,t} = \psi_1 (\log \bar{\lambda}_1 - \log \lambda_{1,t}) + \sigma_1 \varepsilon_{1,t+1} \quad (10)$$

$$\log \lambda_{2,t+1} - \log \lambda_{2,t} = \psi_2 (\log \bar{\lambda}_2 - \log \lambda_{2,t}) + \sigma_2 \varepsilon_{2,t+1}, \quad (11)$$

ahol  $\varepsilon_1$  és  $\varepsilon_2$  független, normális eloszlású valószínűségi változók. A realizációk generálása után a  $T$  időpontra vonatkozó  $PD$ -ket és az  $fPD$ -ket, valamint az eloszlásokat állítjuk elő.

### 5.2. Gauss-kopula

Ha a két hitelportfólió korrelál egymással, akkor a (10) és (11) egyenletpárban az  $\varepsilon_1$  és  $\varepsilon_2$  korrelált normális eloszlású valószínűségi változók. A Gauss-kopula alakja:

$$C(u, v) = P(N(X) \leq u, N(Y) \leq v), \quad (12)$$

ahol  $X$  és  $Y$  standard normális eloszlású változók,  $\rho$  korrelációval.

### 5.3. Gumbel-kopula

A Gumbel-kopula az előzőhöz képest eltérő korrelációs szerkezetet ír le. A kopulafüggvény alakja:

$$C(u, v) = e^{-\left[-(\ln u)^\delta - (\ln v)^\delta\right]^{1/\delta}}, \quad (13)$$

ahol  $u$  és  $v$  a két összefüggő változó (jelen esetben az  $\varepsilon_1$  és az  $\varepsilon_2$ ),  $C$  pedig a közös eloszlásfüggvény értéke.

### 5.4. Frank-kopula

A Frank-kopula alakja:

$$C(u, v) = \frac{1}{\alpha} \log \left( 1 + \frac{(e^{\alpha u} - 1)(e^{\alpha v} - 1)}{e^\alpha - 1} \right), \quad (14)$$

ahol  $u$  és  $v$  szintén a két összefüggő változó.

## 6. KÉTELEMŰ HITELPORTFÓLIÓK SZIMULÁLT VESZTESÉGELOSZLÁSA

A kételemű ( $x_1$  és  $x_2$  állományból álló) hitelportfólió alakulását 12 periódusra (hónapra) szimuláljuk. A várható veszteségeket ( $i=1, 2$ -re) az

$$y_i(t) = PD_i(t) x_i(0) = [1 - p(t)] x_i(0) \quad (15)$$

képlet adja meg. Ekkor az  $Y(t)$  együttes veszteségek várható értéke az

$$E[Y(t)] = E[y_1(t)] + E[y_2(t)] \quad (16)$$

alakot ölti. A veszteségeloszlásokat pedig

$$Y(t) = \left(1 - e^{-[\lambda_{1,t_1} + \lambda_{1,t_2} + \dots + \lambda_{1,t_n}]}\right) x_1(0) + \left(1 - e^{-[\lambda_{2,t_1} + \lambda_{2,t_2} + \dots + \lambda_{2,t_n}]}\right) x_2(0) \quad (17)$$

módon kapjuk.



Eltérő korrelációs nagyság mellett több korrelációs struktúrát is vizsgálunk. A paramétereket úgy választottuk, hogy a megfigyelt tényekhez közeliek legyenek, elérhető adatbázis hiányában nem becstültük modellünket.

1. táblázat

**Paraméterek összefoglaló táblázata**

	1.	2.
$\bar{\lambda}$	0,0034	0,0043
$\sigma$	0,4000	0,4000
$x$	50	50

A szimulációt  $T=12$  periódusra (12 hónap),  $N=10\,000$  futtatás mellett végeztük el. Az induló  $x_1$  és  $x_2$  hitelállományok értéke tehát 50-50 Ft, vagyis a kételemű portfólió kiinduló értéke 100 Ft, erre vetítjük a szimuláció során a veszteségeloszlást.

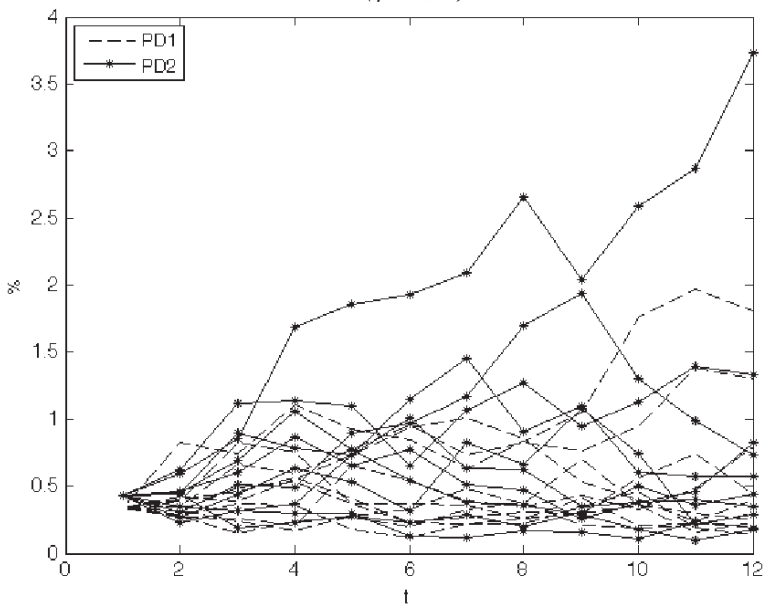
### 6.1. Átlaghoz való visszahúzás versus kopulamodellezés

A modellben két tényező játszik szerepet a kockázatoság meghatározásában. Az átlaghoz való visszahúzást jelentő paraméter a *forward PD*-k eloszlását elemenként összehúzza, valamint az együttes eloszlást is, míg a különböző korrelációk modellezése az együttes eloszlás szélét vastagítja meg. Véleményünk szerint stabil időszakban a magasabb átlaghoz való visszahúzási paraméter írja le jól a nemteljesítési valószínűségek (PD-k) viselkedését, míg válság idején a PD-ket alacsony visszahúzási paraméter mellett érdemes számolni. A kopuláknak is ebben az esetben van igazi jelentőségük.

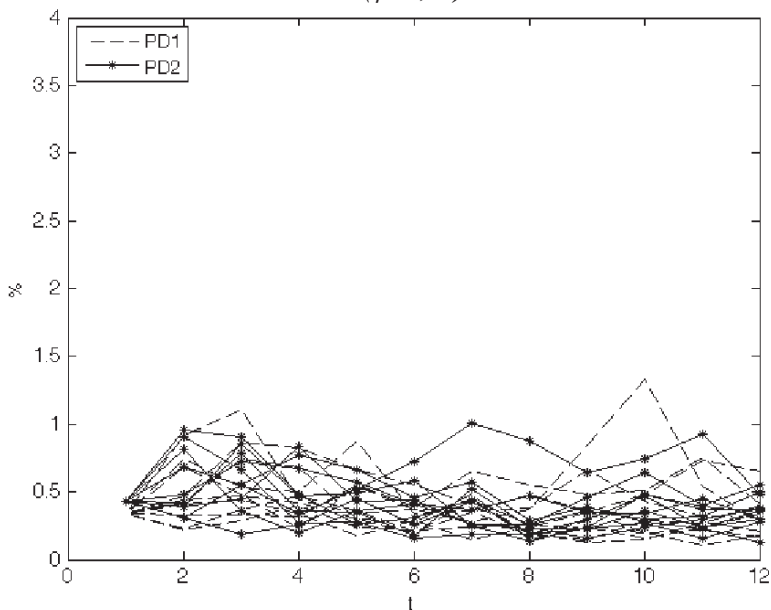
A 2. ábra illusztrálja a visszahúzó tag szerepének jelentőségét. A nemteljesítési arányok (PD) időbeli alakulását szimuláltuk (Gauss-kopula szerinti függőségi struktúrával,  $\rho=0,5$ ) kis és közepes visszahúzási paraméter mellett, majd ábrázoltunk 10-10 realizációt és a várható értéküket. Az ábrán jól látható, hogy kis visszahúzási paraméter esetén a hosszú távú egyensúlyi szinttől hajlamos a nemteljesítési arány pozitív irányba elszakadni, és így a várható értéke is nő, ha az előre vetített időtávot növeljük. Ha a visszahúzási paramétert megnöveljük, az a defaultintenzitás folyamatában – (9) egyenlet – a második (sztochasztikus) tag relatív súlyát csökkenti, ezáltal kisebb eséllyel fog extrém nemteljesítési valószínűség-értékeket visszaadni.

A két korrelált nemteljesítési valószínűség realizációi,  
illetve a nemteljesítési arányok várható értékének alakulása az időben

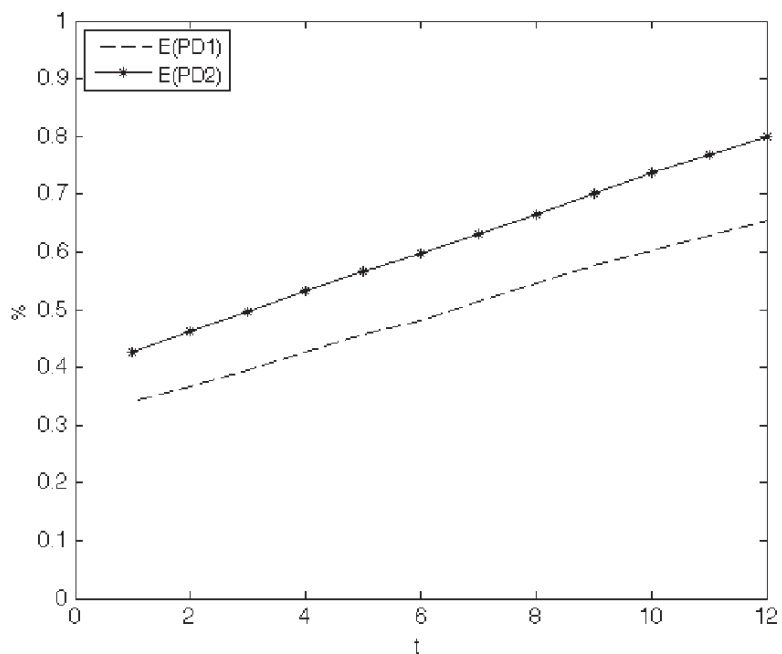
a) Realizációk kis visszahúzási paraméter mellett  
( $\psi=0,01$ )



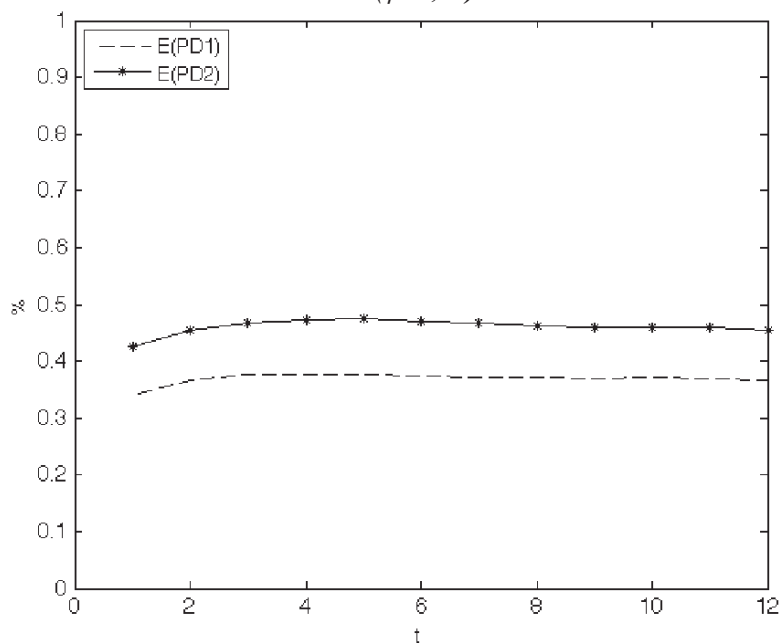
b) Realizációk közepes visszahúzási paraméter mellett  
( $\psi=0,40$ )



c) PD kis visszahúzási paraméter mellett  
( $\psi=0,01$ )



d) PD közepes visszahúzási paraméter mellett  
( $\psi=0,40$ )

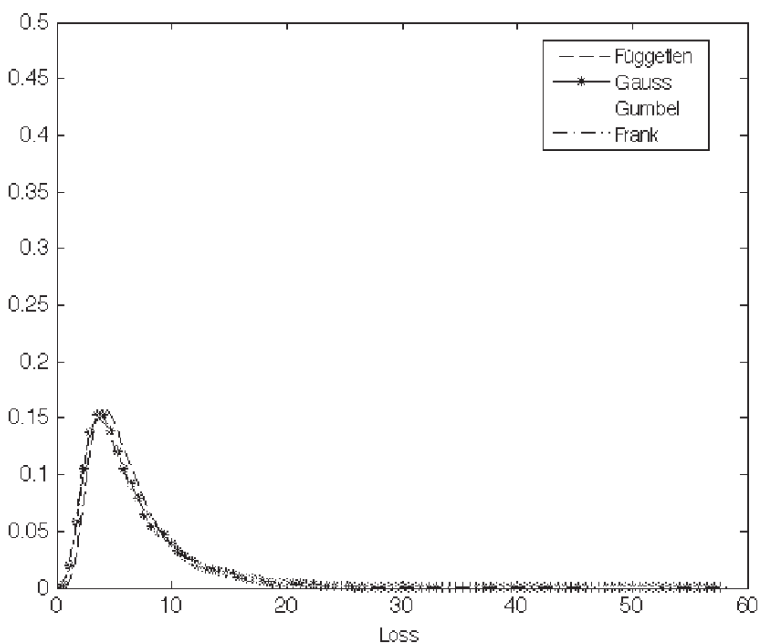


Monte–Carlo-szimulációval megvizsgáltuk ( $N=10\,000$ -es futtatásszám mellett), hogy  $T=12$  periódus végére (azaz  $T$ -ben) hogyan alakul a veszteségeloszlás alakja, 100%-os veszteségrátát feltételezve. Az eredményeinket a 3. ábra és a 2. táblázat tartalmazza. A Gauss-kopula esetén a lineáris korrelációs együttható értéke 0,5 volt, a Gumbel- és Frank-kopulákat pedig a lineáris korreláció szerinti mértékkel egyenértékű paraméterrel láttuk el.

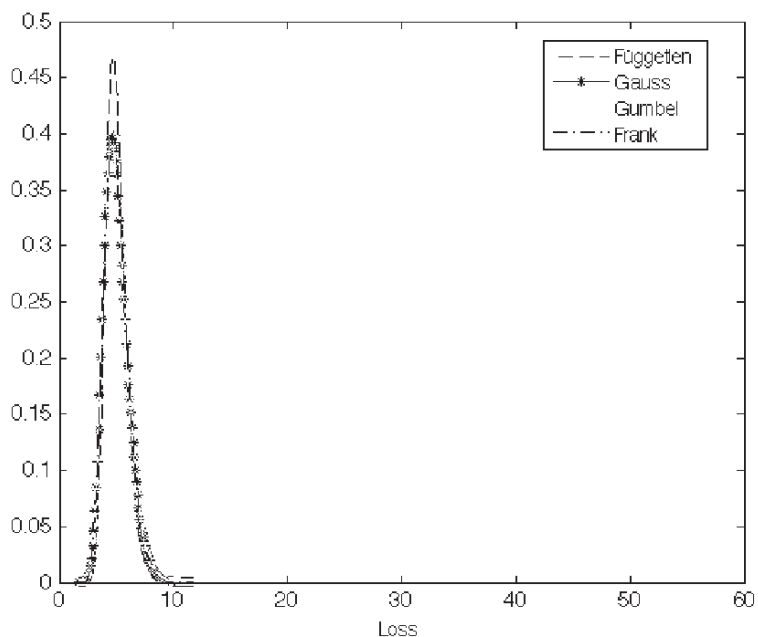
3. ábra

### PD eloszlása kis és közepes visszahúzási paraméter mellett

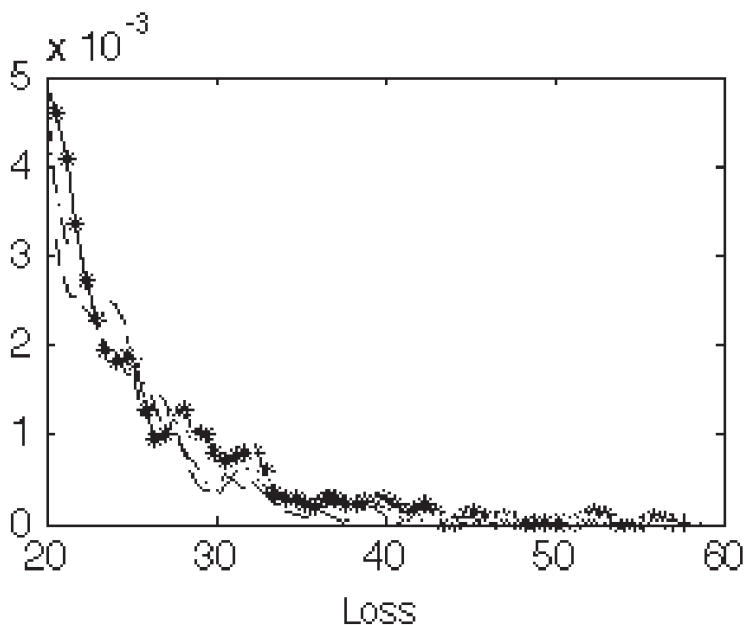
#### a) PD eloszlása kis visszahúzási paraméter mellett ( $\psi=0,01$ )



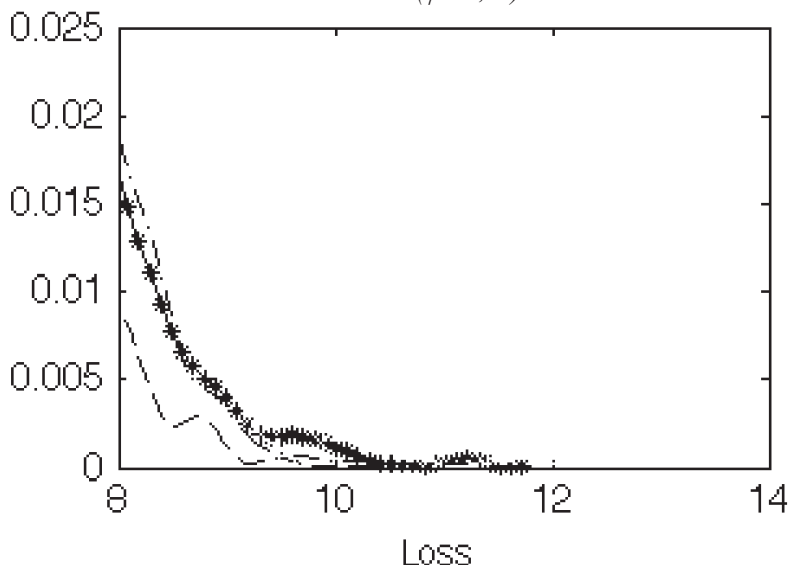
**b) PD eloszlása közepes visszahúzási paraméter mellett**  
( $\psi = 0,40$ )



**c) Az eloszlás széle kis visszahúzási paraméter mellett**  
( $\psi = 0,01$ )



d) Az eloszlása széle közepes visszahúzási paraméter mellett  
( $\psi = 0,40$ )



A 3. ábra a) és b) részén – bár a négy függőségi struktúra grafikonja nagymértékben fedi egymást – látható, hogy a visszahúzási paraméter növelésével az eloszlás kevésbé lesz ferde. A c) és d) ábrarészénél pedig az is kitűnik, hogy a független esetenél az eloszlás széle kevésbé vastag, mint bármely kopula esetén.

Az ábrák szembetűnőbb eredményeit a 2. táblázatban mutatjuk be. A táblázatban a 100 Ft-os kiinduló kételemű hitelporfölióra számított 12 havi várható értékeket és kockázati mértékeket ismertetjük. Először tekintjük a két visszahúzási paraméter esetén kapott eredmények különbözőségét! Visszakaptuk azt az előre is sejthető eredményt, amely szerint míg a várható értékek a paraméter változtatásával nem változnak sokat, a percentilisek akár két-háromszorosukra nőnek, ha csökkentjük a visszahúzás mértékét.

2. táblázat

**Számított kockázati mértékek  
kis és közepes visszahúzó paraméter mellett<sup>4</sup>**

	$\Psi=0,01$				$\Psi=0,40$			
	Független	Gauss	Gumbel	Frank	Független	Gauss	Gumbel	Frank
<b>E[Y]</b>	6,76	6,74	6,72	6,67	4,99	5,00	4,99	5,00
<b>VaR<sub>95</sub></b>	14,89	16,15	16,36	15,94	6,59	6,94	7,01	6,90
<b>VaR<sub>99</sub></b>	22,39	25,63	27,70	24,62	7,51	8,05	8,20	8,04
<b>ES<sub>95</sub></b>	19,55	22,16	23,11	21,45	7,16	7,65	7,77	7,59
<b>ES<sub>99</sub></b>	27,35	32,44	34,99	31,01	8,05	8,74	8,97	8,57

Egy-egy visszahúzási paraméter esetén pedig a függőségi struktúrák közötti különbség is szembetűnő, ha az eloszlásokat jellemző mutatószámokat tekintjük. A várható érték a függőségi struktúra változtatásával szinte alig változik – ez az a része a hitelkockázatnak, amelyre a kamatszpredek útján készülnek a bankok –, ám a VaR-értékek már nagyobb különbséget mutatnak, amelynek az a jelentősége, hogy erre kell a bankoknak tőketartalékkal készülniük. A Gumbel-kopula esetén – amelyre a felső extremitásokban való összefüggés jellemző – alacsony visszahúzási paraméternél a 99. percentilishez tartozó VaR 5,31 százalékponttal nő a független esethez képest.

3. táblázat

**A korrelációs struktúra változásának hatásai  
a független esethez képest**

	$\Psi=0,01$				$\Psi=0,40$			
	Független	Gauss	Gumbel	Frank	Független	Gauss	Gumbel	Frank
<b>E[Y]</b>	1,000	0,997	0,994	0,987	1,000	1,002	1,000	1,002
<b>VaR<sub>95</sub></b>	1,000	1,085	1,099	1,071	1,000	1,053	1,064	1,047
<b>VaR<sub>99</sub></b>	1,000	1,145	1,237	1,100	1,000	1,072	1,092	1,071
<b>ES<sub>95</sub></b>	1,000	1,134	1,182	1,097	1,000	1,068	1,085	1,060
<b>ES<sub>99</sub></b>	1,000	1,186	1,279	1,134	1,000	1,086	1,114	1,065

<sup>4</sup> A táblázatban található értékek a hitelezési veszteséget mutatják a kezdetben 50-50 értékű (azaz összesen 100 értékű) hitelportfóliókból. Tehát például 0,01-es visszahúzási paraméter esetén, Gauss-kopula szerinti függőségi struktúrát feltételezve, 1% a valószínűsége annak, hogy a kezdetben 100 értékű állomány 25,63-mal csökkenjen hitelbedőlés miatt.

A korrelációs és a visszahúzási paraméterek hatását vizsgáljuk a 3. és 4. táblázat segítségével. A 3. táblázat azt mutatja, hogy alacsony és közepes visszahúzási paraméter mellett (és rögzített, 0,5-es korreláció esetén) a független esethez képest hányszorosára nőnek az eloszlásokat jellemző mutatók. A független esetet 1-re (100%) normáltuk, majd ehhez viszonyítottuk a Gauss-, Gumbel- és Frank-kopulákkal végzett számítások eredményét. Például a Gumbel-kopula esetén alacsony visszahúzási paraméternél a 99. percentilishez tartozó VaR 23,7%-kal nagyobb a független esethez képest. A Gumbel-kopula modellezte legintenzívebben a szélsőségekben az együttmozgás hatását.

A 4. táblázatban a 0,40-es visszahúzási paramétert normáltuk, majd ezzel hasonlítottuk össze az alacsony visszahúzási paraméter hatásait. Így például a Gumbel-kopula esetén a 99. percentilishez tartozó VaR 337,8%-kal nő, ha a visszahúzási paramétert 0,4-ről 0,01-re csökkentjük.

4. táblázat

**A visszahúzási paraméter változásának hatása  
a 0,40-es paraméterezéshez képest**

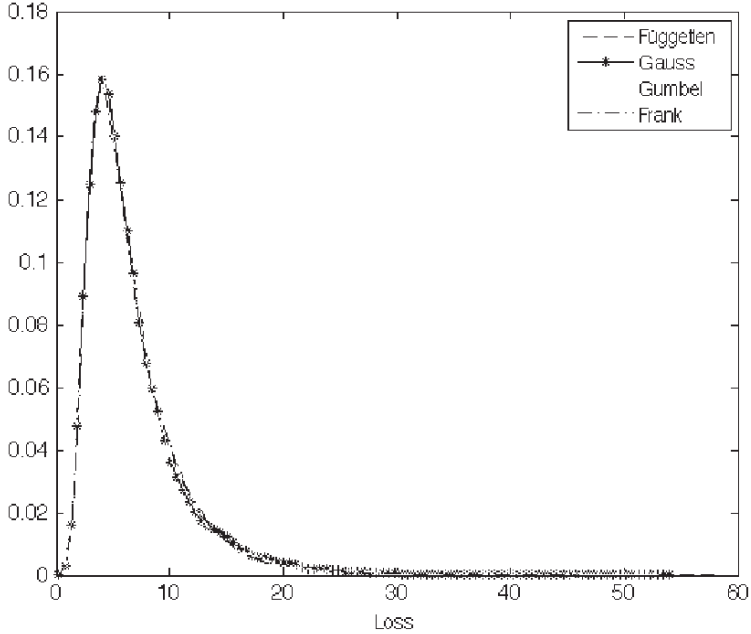
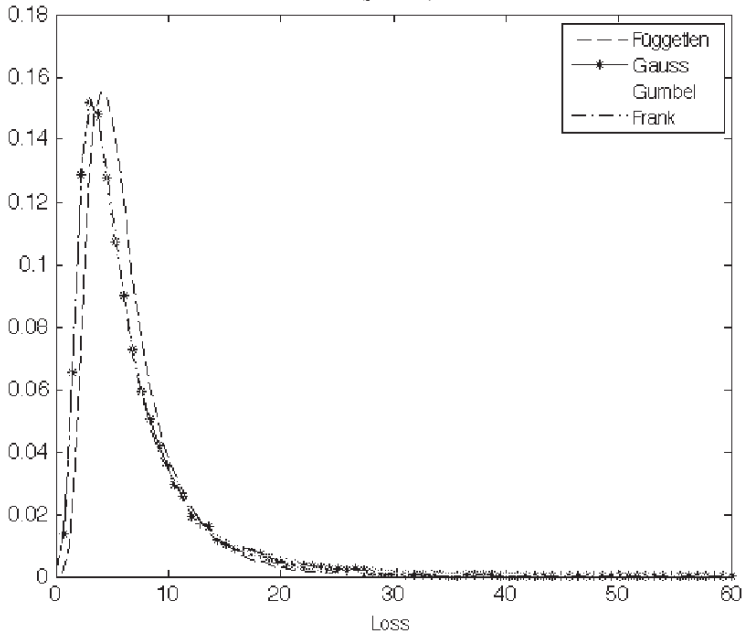
	$\Psi=0,01$				$\Psi=0,40$			
	Független	Gauss	Gumbel	Frank	Független	Gauss	Gumbel	Frank
<b>E[Y]</b>	1,355	1,348	1,347	1,334	1,000	1,000	1,000	1,000
<b>VaR<sub>95</sub></b>	2,259	2,327	2,334	2,310	1,000	1,000	1,000	1,000
<b>VaR<sub>99</sub></b>	2,981	3,184	3,378	3,062	1,000	1,000	1,000	1,000
<b>ES<sub>95</sub></b>	2,730	2,897	2,974	2,826	1,000	1,000	1,000	1,000
<b>ES<sub>99</sub></b>	3,398	3,712	3,901	3,618	1,000	1,000	1,000	1,000

## 6.2. Mikor játszik szerepet a csődráták eloszlásában a korreláció?

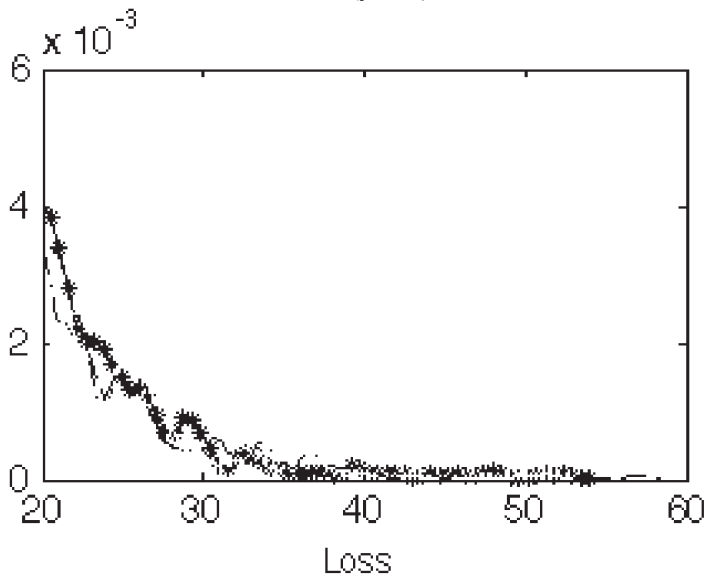
A csődráták szimulációja során a kapott eloszlásokra vagyunk kíváncsiak. Az egyedi (illetve, itt egy szektorra vonatkozó) csődráták eloszlása a lognormális. Az együttes eloszlás két korrelált lognormális eloszlású valószínűségi változó összegéből származik. A szektorok közötti korrelációt gyakran szakértői becsléssel adják meg, Janecskó [2002] 0,7-es korrelációt javasol, jelen tanulmányban 0,1, 0,5 és 0,9-es korrelációs együtthatók mellett vizsgáljuk az együttes eloszlás alakulását. Annak érdekében, hogy a korrelációs szerkezetnek legyen relevanciája, a következőkben az alacsony (0,01-es) visszahúzási paramétert alkalmazzuk.



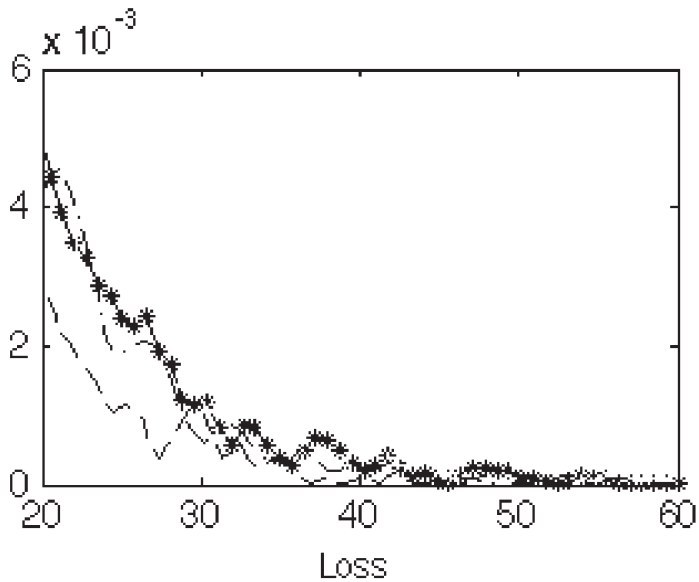
4. ábra

**PD eloszlása alacsony és magas korrelációs együttható mellett****a) PD eloszlása alacsony korrelációs együttható mellett  
( $\rho=0,1$ )****b) PD eloszlása magas korrelációegyüttható mellett  
( $\rho=0,9$ )**

c) Az eloszlás széle alacsony korrelációs együttható mellett  
( $\rho=0,1$ )



d) Az eloszlása széle magas korrelációegyüttható mellett  
( $\rho=0,9$ )



A 3. ábra a) és c) részén bemutatjuk a 0,5-es korreláció mellett kapott eredményeket; a 0,1 és 0,9-es korreláció esetén a 4. ábra mutatja az eloszlások alakját. A teljes eloszlást tekintve, itt is nagymértékben fedik egymást a grafikonok, bár az látható, hogy a korreláció növelésével kis-mértékben eltávolodnak egymástól. Itt még inkább látszik az eloszlások szélének ábrázolásánál, hogy a korreláció növelésével mindhárom kopula esetén az eloszlás eltávolodik a független esettől.

Az 5. táblázat az eloszlásokat leíró mutatók változását számszerűsíti, az összehasonlítást pedig a 6. és 7. táblázat segítségével végeztük el.

5. táblázat

**A korreláció mértéke és az együttes portfólió kockázata**

		<b>Független</b>	<b>Gauss</b>	<b>Gumbel</b>	<b>Frank</b>
$\rho=0,1$	<b>VaR<sub>95</sub></b>	14,89	15,35	14,91	14,90
	<b>VaR<sub>99</sub></b>	22,39	23,70	23,28	23,26
	<b>ES<sub>95</sub></b>	19,55	20,62	19,85	20,05
	<b>ES<sub>99</sub></b>	27,35	29,50	28,70	28,95
$\rho=0,5$	<b>VaR<sub>95</sub></b>	14,89	16,15	16,36	15,94
	<b>VaR<sub>99</sub></b>	22,39	25,63	27,70	24,62
	<b>ES<sub>95</sub></b>	19,55	22,16	23,11	21,45
	<b>ES<sub>99</sub></b>	27,35	32,44	34,99	31,01
$\rho=0,9$	<b>VaR<sub>95</sub></b>	14,89	17,65	17,47	17,22
	<b>VaR<sub>99</sub></b>	22,39	29,39	30,45	27,60
	<b>ES<sub>95</sub></b>	19,55	25,40	25,58	24,18
	<b>ES<sub>99</sub></b>	27,35	39,05	40,69	36,68

A 6. táblázat tulajdonképpen a 3. táblázat kiegészítése a 0,1-es és 0,9-es korreláció esetével (a kevésbé releváns várható érték kivételével). Itt is megfigyelhető, hogy adott lineáris korrelációs együttható esetén a függőségi struktúra változtatásával a független esethez képest megnövekednek a kockázati mutatók. Látható, hogy a 0,1-es korreláció ugyan nagyon alacsony, a 99. perceniliszhez tartozó VaR már ekkor is sokat nő – mindössze azért, mert a függőségi struktúrát változtatjuk. A 0,9-es korreláció feltevésével viszont még nagyobb változáson megy keresztül az eloszlás: Gumbel-kopula esetén a 99-es VaR 36%-kal nő, az ES pedig 48,8%-kal.

## A korrelációs struktúra változásának hatása

		Független	Gauss	Gumbel	Frank
$\rho=0,1$	<b>VaR<sub>95</sub></b>	1,000	1,031	1,001	1,001
	<b>VaR<sub>99</sub></b>	1,000	1,059	1,040	1,039
	<b>ES<sub>95</sub></b>	1,000	1,055	1,015	1,026
	<b>ES<sub>99</sub></b>	1,000	1,079	1,049	1,059
$\rho=0,5$	<b>VaR<sub>95</sub></b>	1,000	1,085	1,099	1,071
	<b>VaR<sub>99</sub></b>	1,000	1,145	1,237	1,100
	<b>ES<sub>95</sub></b>	1,000	1,134	1,182	1,097
	<b>ES<sub>99</sub></b>	1,000	1,186	1,279	1,134
$\rho=0,9$	<b>VaR<sub>95</sub></b>	1,000	1,185	1,173	1,156
	<b>VaR<sub>99</sub></b>	1,000	1,313	1,360	1,233
	<b>ES<sub>95</sub></b>	1,000	1,299	1,308	1,237
	<b>ES<sub>99</sub></b>	1,000	1,428	1,488	1,341

7. táblázat

**A lineáris korreláció változásának hatása  
adott függőségi struktúra mellett**

		<b>Független</b>	<b>Gauss</b>	<b>Gumbel</b>	<b>Frank</b>
$\rho=0,1$	<b>VaR<sub>95</sub></b>	1,000	1,000	1,000	1,000
	<b>VaR<sub>99</sub></b>	1,000	1,000	1,000	1,000
	<b>ES<sub>95</sub></b>	1,000	1,000	1,000	1,000
	<b>ES<sub>99</sub></b>	1,000	1,000	1,000	1,000
$\rho=0,5$	<b>VaR<sub>95</sub></b>	1,000	1,052	1,097	1,070
	<b>VaR<sub>99</sub></b>	1,000	1,081	1,190	1,058
	<b>ES<sub>95</sub></b>	1,000	1,075	1,164	1,070
	<b>ES<sub>99</sub></b>	1,000	1,100	1,219	1,071
$\rho=0,9$	<b>VaR<sub>95</sub></b>	1,000	1,150	1,172	1,156
	<b>VaR<sub>99</sub></b>	1,000	1,240	1,308	1,187
	<b>ES<sub>95</sub></b>	1,000	1,232	1,289	1,206
	<b>ES<sub>99</sub></b>	1,000	1,324	1,418	1,267

A 7. táblázat pedig azt mutatja meg, hogy adott függőségi struktúra esetén csupán a lineáris korrelációs együttható növelése (illetve a Gumbel- és Frank-kopula paraméterének az ennek megfelelő változtatása) hányszorosára növeli az eloszlásokat leíró mutatókat. Míg természetesen a független eseten nem változtat a korreláció növelése, a többi esetben igen érzékenyen reagálnak (pl. a Gumbel-kopula esetén a 99-es percentilis 30,8%-kal nő, ha a paraméterét úgy változtatjuk, ami a lineáris korreláció 0,1-ről 0,9-re növelésének megfelel). Ez felhívja a figyelmet arra, hogy ha a hitelkockázat modellezéshez ezt a megközelítést használjuk, akkor a visszahúzási paraméter és a függőségi szerkezet kiválasztása mellett a megfelelő korrelációs együttható megadása is fontos feladat.

## 7. ÖSSZEGRZÉS

A tanulmányban a hitelállomány-romlások közötti korreláció szerepét vizsgáltuk egy redukált hitelkockázati modell segítségével. A redukált modellekkel a gyakorlatban a kamatláb és a csődintenzitás közötti, valamint a csődintenzitás és a visszaszerzési ráta közötti korrelációt modellezik. Mi azt vizsgáltuk, hogy két, egymással szorosan összefüggő hitelfortfólió

együttes kockázatát hogyan befolyásolja az eltérő korrelációs szerkezet. A Bázeli II.-es szabályozás mögött álló modell azt tételezi fel, hogy egy közös makrofaktor határozza meg a különálló hitelállományok kockázatát, ezen kívül vannak még egyedi kockázatok, amelyek ha diverzifikálhatók, eltűnik a közös kockázat; amennyiben nem, akkor ezt is számszerűsíteni és mérni kell.

Modellünkben két különálló hitelállományt vizsgáltunk, amelyek nem egy közös makrofaktortól, hanem elsősorban egymástól függetlenek, a korreláció azonban nem teljes, hanem 1-nél kevesebb. Az intenzitáson alapuló modellek azon jellegzetessége, hogy egy hosszú távú átlaghoz (feltétel nélküli PD) visszahúznak, jelentős trade-off elé állítja a hitelkockázatot modellezőket. Az átlaghoz való visszahúzási folyamatok ugyanis elveszik a korreláció „élet”, a kopulamodellezés erejét. Átlaghoz való visszahúzással inkább hosszú távra, kopulákkal inkább rövid távra (1 évre) érdemes modellezni.

## IRODALOMJEGYZÉK

- BALÁS TAMÁS [2009]: A bankrendszer hitelportfóliójának minőségét leíró mutatók összehasonlítása, in: Jelentés a pénzügyi stabilitásról (2009. november), háttér tanulmány, Budapest
- BARRA ISTVÁN [2007]: Kopulák alkalmazása a többváltozós extrémérték-elméletben. TDK dolgozat, BCE, Budapest
- Basel Committee on... [2003]: The New Basel Capital Accord. 3rd Consultative Document, Basel Committee on Banking Supervision. Bank for International Settlements, Bazel
- BENEDEK GÁBOR–KÓBOR ÁDÁM–PATAKI ATTILA [2002]: A kapcsolatszorosság mérése  $m$ -dimenziós kopulákkal és értékpapírportfólió-alkalmazások. *Közgazdasági Szemle*, XLIX. évf. február, 105–125. o.
- Credit Suisse [1997]: Credit Risk+, A Credit Risk Management Framework. Credit Suisse First Boston International
- DUFFIE, DARREL–SINGLETON, KENNETH J. [2003]: Credit Risk – Pricing Measurement and Management, Princeton Series in Finance
- JANECSKÓ BALÁZS [2002]: Portfóliószemléletű hitelkockázat szimulációs meghatározása. *Közgazdasági Szemle* XLIX. évf. július–augusztus, 664–676. o.
- JANECSKÓ BALÁZS [2004]: A Bázeli II. belső minősítésen alapuló módszerének közgazdasági-matematikai háttere és a granularitási korrekció elmélete. *Közgazdasági Szemle*, LI. évf. március, 218–234. o.
- KÓBOR ÁDÁM [2003]: A piaci kockázatmérési eszközök alkalmazási lehetőségei a pénzügyi stabilitás elemzésében, PhD-értekezés, Budapesti Corvinus Egyetem
- MNB [2008]: Jelentés a pénzügyi stabilitásról, Magyar Nemzeti Bank
- MNB [2009]: Jelentés a pénzügyi stabilitásról (időközi felülvizsgálat), Magyar Nemzeti Bank, 2009. november
- KIRÁLY JÚLIA–NAGY MÁRTON [2008]: Jelzálogpiacok válságban: kockázatalapú verseny és tanulságok. *Hitelintézet Szemle*, VII. évf. 5. sz.
- KLEIN, JOHN P.–MOESCHBERGER, MELVIN L. [2003]: Survival Analysis. Techniques for Censored and Truncated Data, 2nd Edition, Springer.
- KONCZ GÁBOR [2009]: Hitelkockázati stressztesztelés alkalmazása a magyar bankrendszerre. TDK-dolgozat, Budapesti Corvinus Egyetem
- KOVÁCS EDITH [2005]: Speciális többváltozós eloszlások modellezése kopulák segítségével. In: G. MÁRKUS GYÖRGY (ed.): Új Európa, 105–114. o.
- LANDO, DAVID [2004]: Credit risk modeling: Theory and Applications. Princeton Series in Finance
- MADAR LÁSZLÓ [2008]: A defaultráta, a nemteljesítési valószínűség és a szabályozás egyéb követelményei. *Hitelintézet Szemle*, VII. évf. 1. sz..
- MCNEIL, ALEXANDER J.–FREY, RÜDIGER–EMBRECHTS, PAUL [2005]: Quantitative Risk Management: Concepts, Techniques, and Tools. Princeton University Press

- MEDVEGYEV PÉTER [2009]: Összetett eloszlások kiszámolása, a CreditRisk+ modell (kézirat, egyetemi jegyzet).  
Budapesti Corvinus Egyetem
- SZABADOSNÉ NÉMETH ZSUZSANNA–DAVID LÁSZLÓ [2005]: A kis- és középvállalati szegmens mulasztási valószínűségének előrejelzése magyarországi környezetben. *Hitelintézeti Szemle*, IV. évf. 3. sz.
- PAULOVICS OTTÓ [2005]: LGD-modellezés elméletben és gyakorlatban. *Hitelintézeti Szemle*, IV. évf. 5–6. sz., 63–83.o.
- TULASSAY ZSOLT [2008]: A hozamok többváltozós modellezése. Előadás a Budapesti Corvinus Egyetemen, 2008. december 9.
- WILLMOTT, PAUL [2000]: Paul Willmott on Quantitative Finance. John Wiley and Sons
- WILSON, T. C. [1997a]: Portfolio Credit Risk (I). Risk, szeptember. (Reprinted in Credit Risk Models and Management. 2004, 2nd edition, edited by DAVID SHIMKO, Risk Books).
- WILSON, T. C. [1997b] Portfolio Credit Risk (II). Risk, October. (Reprinted in Credit Risk Models and Management. 2004, 2nd edition, edited by DAVID SHIMKO, Risk Books).

BODZÁSI BALÁZS

# Az általános szerződési feltételek egyoldalú módosításának joga (elemzés a német és az osztrák jog alapján)<sup>1</sup>

A pénzügyi közvetítőrendszer felügyeletét érintő egyes törvények módosításáról szóló 2009. évi XIII. törvény módosította a hitelintézetekről és a pénzügyi vállalkozásokról szóló 1996. évi CXII. törvény 210. §-át. Ez érzékenyen érinti a hitelintézetek által alkalmazott általános szerződési feltételek alapján megkötött kölcsönszerződések, valamint pénzügyi lízingszerződések egyoldalú módosításának a lehetőségét. A hitelintézetek egyoldalú szerződésmódosítási lehetőségének jogszabályi háttérét ugyanis mindeztáig a Hpt.-módosítással érintett 210. § (3) és (4) bekezdései jelentették. A Hpt. idézett szabályai rendkívül fontos szerepet töltenek be a hazai banki gyakorlatban, ugyanis ezek alapján a magyar hitelintézetek képesek voltak biztosítani szerződéses állományuk átláthatóságát. A banki önszabályozás eredményeit is figyelembe véve, a jogalkotó 2010. január 1-jei hatállyal újra módosította a Hpt. idézett 210. §-át. Ez a cikk azt vizsgálja, hogy milyen lehetőségei lesznek a magyar pénzügyi intézményeknek a többszöri törvényt módosítás hatálybalépése után az egyoldalú szerződésmódosításra. Ehhez nyújt segítséget a német és az osztrák jog és banki gyakorlat ismerete.

## 1. ELŐZMÉNYEK

A hazai hitelintézetek jogászait már csaknem négy éve foglalkoztatja az egyoldalú szerződésmódosítási jog szabályozásának a kérdése. Ez első pillantásra meglepőnek tűnhet, hiszen az egyoldalú szerződésmódosítási jog egyáltalán nem új jelensége a magyar bankjognak, ezt ugyanis már a pénzügyintézetekről és a pénzügyintézeti tevékenységről szóló 1991. évi LXIX. törvény is ismerte. Nem is merültek fel különösebb problémák ezzel a jogintézménnyel kapcsolatban addig, amíg a Lakossági Pénzügyi Szolgáltatásokat Vizsgáló Szakértői Bizottság<sup>2</sup> 2006 decemberében elkészített jelentésének<sup>3</sup> 5.3. pontja ki nem emelte az egyoldalú szerződésmódosítás kérdését. A jelentés arra a megállapításra jutott, hogy az egyoldalú szerződésmódosítás lehetősége jelentős piaci hatalmat teremt a pénzügyi szolgáltatók oldalán, ezért indokolt ennek a jognak a szabályozási szintű korlátozása.

A Várhegyi-bizottság jelentése nyomán a Magyar Bankszövetség 2008-ban kidolgozott egy ajánlástervezetet a kölcsönszerződések egyoldalú módosítási jogának méltányos

1 A szerző köszönetet mond dr. Landgraf Eriknek, az FHB Nyrt. vezető jogtanácsosának, valamint dr. Korba Szabolcsnak, az OTP Bank Nyrt. jogi főosztályvezetőjének a cikk elkészítéséhez nyújtott segítségéért.

2 A bizottságot elnökéről, Várhegyi Éváról Várhegyi-bizottságnak is nevezték.

3 A Várhegyi-bizottság jelentésének címe: „Javaslatok a lakossági bankszolgáltatások problémáinak kezelésére”



gyakorlásáról. Ezt azonban a Bankszövetség elnöksége nem fogadta el; ennek következtében a banki önszabályozás lehetősége egy időre megszűnt. Fontos lett volna ez az ajánlás amiatt is, mert szorosan kapcsolódhatott volna a Magyar Bankszövetség Elnökségének 2/2008. számú ajánlásához, amely a hitelkiváltás megkönnyítése érdekében követendő gyakorlatról szólt. Az eredeti elképzelések szerint ugyanis a hitelkiváltást és az egyoldalú szerződésmódosítás jogát együtt kellett volna szabályozni. Ennek háttérében az a felismerés állt, hogy az egyoldalú szerződésmódosítási joggal kapcsolatos visszaélésekhez az vezethetett, hogy nem volt lehetőség a hitelkiváltásra. Miután később kialakult a hitelkiváltás piaca, és ott erős verseny keletkezett, egyetlen bank sem engedhette meg magának, hogy ezt a kockázatkezelési eszközt profitnövelésre használja fel.

Miután a tervezett banki önszabályozás nem valósult meg, a törvényalkotó lépett, és az Országgyűlés 2009. március 23-án elfogadta a pénzügyi közvetítőrendszer felügyeletét érintő egyes törvények módosításáról szóló 2009. évi XIII. törvényt, amely a kihirdetését (2009. április 3.)<sup>4</sup> követő 120. napon lépett hatályba. Az említett törvény többek között megváltoztatta a hitelintézetekről és a pénzügyi vállalkozásokról szóló 1996. évi CXII. törvényt (a továbbiakban: Hpt.) 210. §-át is. A módosítás érzékenyen érintette a hitelintézeteket, hiszen jelentős mértékben szűkítette az általuk használt általános szerződési feltételek alapján megkötött kölcsönszerződések, valamint pénzügyi lízingszerződések egyoldalú módosításának a lehetőségét. A hitelintézetek által gyakorolható, egyoldalú szerződésmódosítás lehetőségének jogszabályi háttérét ugyanis mindezülig a Hpt. – módosítással érintett – 210. § (3) és (4) bekezdései jelentették. A fenti szabályok rendkívül fontos szerepet tölthettek be a hazai banki gyakorlatban, ugyanis a hitelintézetek ezek alapján voltak képesek szerződésállományuk átláthatóságát biztosítani. Mindemellett az egyoldalú szerződésmódosítási jog – mindenekelőtt a kamatváltozások kezelhetősége miatt – fontos kockázatkezelési eszköz is. Azt mondhatjuk tehát, hogy a hitelintézeti tevékenység sajátos jellege miatt az egyoldalú szerződésmódosítási jog létfontosságú eszköz a hitelezők számára.

2009. július 17-től a jogalkotó szélesebb teret engedett a hitelintézetek önszabályozásának. A Magyar Bankszövetség ezt követően alkotta meg a lakosság részére hitelt nyújtó pénzügyi szervezeteknek az ügyfelekkel szembeni tisztességes magatartásáról szóló magatartási kódexet (a továbbiakban: magatartási kódex). A jogalkotó egyúttal kezdeményezte a Hpt. 210. §-ának újabb módosítását. Ennek eredményeként született meg az egyes pénzügyi tárgyú törvények módosításáról szóló 2009. évi CL. törvény, amelyet az Országgyűlés 2009. december 14-én fogadott el, és amelynek a Hpt. 210. §-át érintő rendelkezései 2010. január 1-én léptek hatályba.

Az alábbiakban megvizsgáljuk, milyen lehetőségei lesznek a magyar pénzügyi intézményeknek a többszöri törvénymódosításra, tekintettel az egyoldalú szerződésmódosításra, értve ezalatt az általános szerződési feltételek egyoldalú módosítását is. Ehhez nyújthat segítséget a német és az osztrák jog vázlatos ismerete.

<sup>4</sup> *Magyar Közlöny* 2009. 43. sz., 13720–13723. o.

## 2. A BANKI ÁLTALÁNOS SZERZŐDÉSI FELTÉTELEK MÓDOSÍTÁSÁNAK LEHETŐSÉGE A NÉMET JOGBAN

A német bankok általános szerződési feltételei (a továbbiakban: ÁSZF) a Német Bank-egyesület által kidolgozott és tagjainak alkalmazásra ajánlott ÁSZF-ekre épülnek.<sup>5</sup> Ezek az általános szerződési feltételek (németül: AGB-Banken) a bank és az ügyfél közötti kapcsolat alapszabályait foglalják össze.

Az AGB-Banken 1. § (2) bekezdése szól a módosítás lehetőségéről, vagyis arról, hogy a szóban forgó banki ÁSZF-eket mikor módosíthatja a bank. Eszerint az ÁSZF-eknek, valamint az azokhoz tartozó ún. kiegészítő feltételeknek a módosításáról írásban kell tájékoztatni az ügyfelet. Amennyiben a bank és az ügyfél egy elektronikus kommunikációs módban állapodott meg (pl. home banking), akkor a módosítások ilyen formában is közölhetők az ügyféllel.<sup>6</sup> Ennek azonban további feltétele: a közlés módjának lehetővé kell tennie, hogy az ügyfél a módosítást olvasható formában menthesse vagy nyomtathassa. A módosításokhoz az ügyfél hozzájárulása megadottnak tekintendő, ha írásban vagy az előre meghatározott elektronikus módon nem emel kifogást. Erre a jogkövetkezményre azonban a banknak az ügyfél figyelmét – a módosításról szóló tájékoztatás során – külön is fel kell hívnia. Az ügyfél a módosítással szemben kifogást annak ismertté válásától számított 6 héten belül emelhet.

A német bankok által használt ÁSZF-ek alapján látható, hogy főszabály szerint nincs lehetőség a szerződési feltételek egyoldalú módosítására. A német jogban ugyanis az ÁSZF-ek módosítását szerződésmódosításnak tekintik, amelyre ugyanazok a rendelkezések irányadók, mint a szerződéskötésre.<sup>7</sup> Az ÁSZF-ek módosítása során tehát eleget kell tenni azoknak a törvényi feltételeknek, amelyek a szerződéskötésnél az ÁSZF-eknek a szerződés részévé válását meghatározzák.<sup>8</sup> A német jogban a *Bürgerliches Gesetzbuch* (BGB) 305. § (2) bekezdése szól arról, hogy egy ÁSZF mikor válhat a szerződéses jogviszony részévé. Eszerint az általános szerződéses feltételek csak akkor válhatnak egy szerződés részévé, ha azok alkalmazója a szerződéskötés során a másik szerződéskötő fél figyelmét azokra kifejezetten felhívja. Emellett a másik szerződéskötő fél számára lehetővé kell tenni az ÁSZF tartalmának megismerését. Utolsó feltételként a BGB azt írja elő, hogy a másik szerződő fél értsen egyet az ÁSZF-ek alkalmazásával. Ebből következik, hogy a módosításokat is közölni kell az ügyféllel, a módosítások tartalmát az ügyfél számára megismerhetővé kell tenni, és a módosítások hatályba lépéséhez szükség van az ügyfél beleegyezésére is.

A módosítás tartalmának a megismerése különösen akkor fontos, ha a módosítással érintett kikötés hátrányos az ügyfélre nézve, vagyis a korábbi szerződéses tartalomtól az ügyfél hátrányára tér el. Ebben az esetben a tartalmi megismerés követelménye kiemelkedő jelentőségű, ami azt jelenti, hogy a figyelemfelhívásnak ebben az esetben még inkább szemmel láthatónak kell lennie.<sup>9</sup>

5 Ezek elérhetők a Német Bankegyesület honlapján ([www.bankverband.de](http://www.bankverband.de)).

6 Az elektronikus kommunikációs formák növekvő jelentőségéről lásd FUCHS: Banken, In: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 1276. o.

7 BUNTE: Die allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: SCHIMANSKY–BUNTE–LWOWSKI, 137. o.

8 BUNTE: Die allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: SCHIMANSKY–BUNTE–LWOWSKI, 137. o.

9 BUNTE: Die allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: SCHIMANSKY–BUNTE–LWOWSKI, 139. o.

Az írásbeli közléstől – mint láttuk – csak abban az esetben lehet eltérni, ha a felek más típusú, elektronikus kommunikációs módban állapodtak meg. Ekkor ebben a formában is tájékoztatni lehet az ügyfelet, így is ismertethetik vele a módosítás tartalmát. Ilyen kikötés hiányában a banknak minden esetben írásban kell értesítenie az ügyfelet az ÁSZF-ek módosításáról. Nem megfelelő a tájékoztatás, ha a bank a honlapján utal az ÁSZF-ek módosításának tényére, még akkor sem, ha ezt a napi sajtóban nyilvánosságra hozzák.<sup>10</sup> Ebben az esetben ugyanis az ügyfél közvetlen megszólításának a követelménye nem teljesül, és így hiányzik a megfelelő tudomásszerzés lehetősége is az ügyfél oldalán.<sup>11</sup> Ez a kívánalom akkor sem tekinthető teljesítettnek, ha a bank az ügyfélnek küldött e-mailben utal arra, hogy az ÁSZF-ek módosultak; még akkor sem, ha a módosított ÁSZF-ek az e-mailben feltüntetett linken keresztül elérhetők.<sup>12</sup>

Mindezek alapján a német jogban egyoldalú jogosultság a szerződéses feltételek módosítására a német Legfelsőbb Bíróság (*Bundesgerichtshof* – BGH) gyakorlata szerint a banki ÁSZF-ekben nem köthető ki.<sup>13</sup> Az ÁSZF-ek módosítása csak egybehangzó akaratnyilatkozatokon nyugvó szerződés módosítás formájában történhet.

A német bírói gyakorlat szerint arra sincs lehetőség, hogy a felek már előzetesen az új ÁSZF alkalmazhatóságában állapodjanak meg, vagyis az a megállapodás sem érvényes, amely szerint a mindenkori hatályos ÁSZF-eket alkalmazzák a felek közötti jogviszonyban.<sup>14</sup>

A bírói gyakorlattal megegyezik a német jogirodalom egységes álláspontja is; eszerint a német bankok által jelenleg használt ÁSZF-ekből nem származik olyan jogosultság, amelynek az alapján a bank az általános szerződési feltételeit egyoldalúan, a fennálló szerződésekre kiterjedő hatállyal módosíthatná.<sup>15</sup>

Az ÁSZF-ek egyoldalú módosításához való jog kizárása mellett azt a német jogirodalomban is elismerik, hogy közepes és hosszabb futamidejű hitelszerződéseknél elkerülhetetlen olyan kikötéseknek az alkalmazása, amelyek a kamatok és más szerződéses kondíciók utólagos megváltoztatását lehetővé teszik. Ennek háttérében az a felismerés áll: nem lehet azzal számolni, hogy a kölcsön teljes futamideje alatt a hitelnyújtó bank refinanszírozási költségei változatlanok maradnak. Ha pedig a refinanszírozási költségek megváltozásából származó kockázatot teljes egészében a hitelintézetre telepítenék, az nem vezetne méltányos megoldáshoz.<sup>16</sup> A német banki gyakorlatban a kereskedelmi bankok refinanszírozását részben biztosító kötvényeket legfeljebb 10 éves futamidőre bocsátják ki, így a bank által ennél hosszabb időre nyújtott kölcsön esetén a szerződéses feltételeknek a megváltozott refinanszírozási feltételekhez igazítása elismert igény.<sup>17</sup> Ennek a kiigazításnak az eszköze az ún. teljesítésmeghatározási jog (*Leistungsbestimmungsrecht*), amelyet a német jogban a BGB 315–319. §-ai szabályoznak.

10 FUCHS: Banken, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 1277. o.

11 BUNTE: Die allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: SCHIMANSKY–BUNTE–LWOWSKI, 140. o.

12 FUCHS: Banken, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 1277. o.

13 BGH NJW 1998, 454. o.

14 BGH WM 1983, 926. o.

15 SONNENHOL, WM 2002, 1262. o.

16 FUCHS: Darlehensverträge, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 1364. o.

17 FUCHS: Darlehensverträge, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 1364. o.

A teljesítm meghatározási jog érvényességét a német jogirodalomban nem vitatják.<sup>18</sup> Azt azonban feltételként szabják, hogy egy ilyen jogosultságot magában foglaló szerződéses kikötés – egy ún. változtatási vagy kiigazítási klauzula – nem vezethet egyoldalú alakító joghoz a bank oldalán. Ennek a teljesítm meghatározási jognak tehát szimmetrikusnak kell lennie, ami azt is jelenti, hogy a refinanszírozási költségek csökkenése esetén ennek a jognak a gyakorlása, vagyis a kölcsön terheinek a csökkentése nem múlhat a bank szabad belátásán.<sup>19</sup> Egy ilyen teljesítm meghatározási jog kikötése tehát csak akkor tekinthető érvényesnek, ha a joggyakorlás feltételeit – vagyis a kiigazítás előfeltételeit és mértékét – egyértelműen és kielégítő módon meghatározzák. Emellett a jogirodalomban azt is feltételként szabják, hogy ezt a kiigazítási klauzulát az ügyfél oldalán egy szerződésmegszüntetési jog (gyakorlatilag felmondási jog) ellensúlyozza.<sup>20</sup> Egy olyan kikötést tehát nem lehet érvényesnek elismerni, amelynek az alapján a bank a pénzügyi kamatszint növekedése esetén „megfelelő” módon növelheti a kamatokat, a kamatszint csökkenése esetén pedig „megfelelően” csökkentheti azokat. Erre még fogyasztóinak nem minősülő ügyletek esetén sincs lehetőség. Ezek alapján tehát egy olyan szerződéses kikötés, amely a bank számára tartalmilag korlátozás nélkül gyakorolható kamatmódosítási jogosultságot biztosít, érvénytelen.<sup>21</sup>

A szerződés megszüntetéséhez, vagyis a felmondáshoz való jog az ügyfelet nem illeti meg azokban az esetekben, amikor a teljesítés meghatározása – vagyis a szerződéses feltételek módosítása – a tőkepiacok változása, ennek következtében a refinanszírozási költségek módosulása miatt történt. Abban az esetben sem indokolt az ügyfélnek felmondási jogot biztosítani, ha a szerződés megszüntetése az ügyfél részéről azért nem lenne méltányos és arányos, mert a bank már lényeges befektetéseket hajtott végre, és ennek az alapján a szerződés további fennállásához lényeges érdeke fűződik.<sup>22</sup> Más esetekben azonban a felmondási jog kikötése megfelelő kompenzációt jelent az ügyfél számára a teljesítm meghatározási jog gyakorlása által elszenvedett hátrányokért.<sup>23</sup> Egy teljesítm meghatározási jogot tehát a bank csakis fontos ok esetére és az ügyfél arányos kielégítése mellett köthet ki magának.<sup>24</sup> Egy teljesen korlátlan és kötöttségektől mentesen gyakorolható jog kikötése a bank javára – még az üzleti szerződések körében is – érvénytelennek minősül.<sup>25</sup> Csak nagyon szűk körben, egészen kivételesen ismerik el a német jogban egy közelebről nem konkretizált, egyoldalú kiigazítási jog érvényességét, amely csak különleges jogszabályi feltételek alapján léphet életbe.<sup>26</sup>

Ezen túl a bank csakis méltányossági alapon és méltányos mérlegelés alapján élhet a szerződéses teljesítés meghatározására irányuló jogával. Ha ennek a bank nem tesz eleget, vagy ennek a jognak a gyakorlásával késlekedik, akkor a másik fél kérelmére a szerződéses nyilatkozatot a BGB 315. § (3) bekezdése alapján a bíróság pótolja.

18 FUCHS: Darlehensverträge, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 1365. o.

19 FUCHS: Darlehensverträge, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 1365. o.

20 FUCHS: Darlehensverträge, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 1365. o.

21 BGH NJW 2004, 1588. o.

22 FUCHS: Inhaltskontrolle, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 660. o.

23 FUCHS: Darlehensverträge, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 1366. o.

24 FUCHS: Inhaltskontrolle, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 659. o.

25 FUCHS: Inhaltskontrolle, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 660. o.

26 FUCHS: Inhaltskontrolle, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 661. o.

Azt is ki kell emelni, hogy amennyiben az ÁSZF-ek alkalmazója, vagyis a bank egy ilyen egyoldalú jogosultságot köt ki a maga számára, akkor az természetesen a BGB-nek az általános szerződési feltételek tartalmi kontrollját kimondó rendelkezései alá esik.<sup>27</sup>

A pénz- és tőkepiacok változékonysága miatt a teljesítmeghatározási jognak a német banki gyakorlatban kiemelkedő a jelentősége. A kamatszintnek és a refinanszírozási kondícióknak a mindenkor tőkepiaci feltételekhez igazítása iránti igény elismeréseként a német bírói gyakorlat mindezülig alapvetően nagyvonalúan kezelte a hitelintézeteket; ezt az is jelzi, hogy eltekintettek azoknak a feltételeknek az előzetes konkretizálásától, amelyeket épp a piaci változások miatt nem lehet meghatározni.<sup>28</sup> Ezzel szemben az ún. passzív ügyleteknél a BGH szigorúbban kezeli a kamat megváltoztatását lehetővé tevő szerződéses kikötéseket. Ezeknél az ügyleteknél egy tartalmilag korlátlan teljesítmeghatározási jogot érvénytelennek tekint. Ennek az a magyarázata, hogy egy ilyen kikötés az ügyfélre egy előre nem látható kamatváltoztatási kockázatot ró.<sup>29</sup>

A bank által – egy fennálló bankszerződés keretében – nyújtott szolgáltatásért járó ellenszolgáltatás mértékét a bank módosíthatja. Ezt a jogot az AGB-Banken 12. § (3) bekezdése biztosítja a bank számára. Az ellenszolgáltatás mértékének módosítása ennek alapján csak a tartós jogviszonyok esetén lehetséges, az egyedi ügyletek esetében erre nincs mód. Az AGB-Banken 12. § (4) bekezdése szerint a kamatok és egyéb díjak emelése esetén az ügyfelet felmondási jog illeti meg. Az ügyfelet megillető felmondási jog a BGH gyakorlatában fejlődött ki. Ennek alapján a bank a kamatokat és egyéb díjakat csak akkor módosíthatja, ha az adós számára biztosított az a jog, hogy a módosítás közzétételét követően a szerződést felmondás útján szüntesse meg.<sup>30</sup>

Összességként megállapíthatjuk, hogy a német jogban a bank jogát az ÁSZF-ek egyoldalú módosítására nem ismerik el, annak jogszabályi alapja nincs. A felmerülő piaci igények közvetítésére azonban egy más jogintézmény, a teljesítmeghatározási jog szolgál. Ennek az alkalmazása azonban szigorú feltételekhez kötött. Mindenekelőtt a bank csak lényeges ok esetére kötheti ki magának ezt a jogot, és az esetek többségében az ügyfél oldalán a felmondási jog biztosítása jelenti a megfelelő kompenzációt. Csak az esetek egészen szűk körében van arra lehetőség, hogy kompenzáció és gyakorlatilag tartalmi korlátozás nélküli szerződésii igazítási jogot kössön ki magának egy hitelintézet. Ez elsősorban akkor képzelhető el, ha a pénz- és tőkepiaci viszonyok megváltozása miatt a refinanszírozási kondíciók módosulnak. Ebben az esetben azonban más eszközök biztosítják az ügyfelek érdekvédelmét; mindenekelőtt a bankfelügyeleti engedélyezés intézménye. Ebben a szűk körben van tehát lehetőség arra, hogy a bankok egyoldalúan, az ügyfél beleegyezése nélkül is módosíthassák a szerződéses feltételeket, mégpedig olyan módon, hogy az a fennálló szerződésállományra is vonatkozzon.

27 FUCHS: Inhaltskontrolle, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 658. o., továbbá BGH NJW 2004, 1588. o.

28 FUCHS: Inhaltskontrolle, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 665. o.

29 FUCHS: Inhaltskontrolle, in: ULMER–BRANDNER–HENSEN, 665. o.

30 BGHZ 90, 69. o., BGH WM 1980, 1120. o., BGH WM 1986, 1059. o.

### 3. AZ ÁLTALÁNOS SZERZŐDÉSI FELTÉTELEK MÓDOSÍTÁSA AZ OSZTRÁK BANKI GYAKORLATBAN

A német gyakorlathoz hasonlóan, az osztrák banki gyakorlatban is egy központi ÁSZF-mintát használnak a hitelintézetek. Ezt a mintát az Osztrák Gazdasági Kamara Bank- és Biztosítási Szekciója készítette (*Allgemeine Bedingungen für Bankgeschäfte* – ABB), legutóbbi módosítása pedig 2003-ban történt az osztrák legfelsőbb bíróság (*Oberster Gerichtshof* – OGH) egyik ítélete alapján, amely egy konkrét esetben az ABB egyik feltételét érvénytelennek minősítette.<sup>31</sup> Az ÁSZF-ek mellett az osztrák gyakorlatban is alkalmaznak ún. kiegészítő feltételeket, amelyeket olyan speciális ügyleteknél érvényesítenek, mint pl. az értékpapír-, deviza-, inkasszó- és diszkontügyletek. Ezek elsőbbséget élveznek az ÁSZF-ekkel szemben.

Az osztrák ABB a német AGB-Bankennel teljesen egyező módon szabályozza az ÁSZF-ek módosításának a kérdését. Ennek megfelelően ez csakis az ügyfél beleegyezése alapján történhet. Az ügyfél beleegyezésének szükségessége miatt a módosítást az osztrák jog alapján is szerződésnek kell tekinteni, amiből az is következik, hogy ennek során a szerződéskötésre irányadó szabályok szerint kell eljárni. Ennek megfelelően az osztrák jogirodalomban a bank által közzét, tervezett ÁSZF-módosításokat szerződéses ajánlatnak tekintik. Ezt az ajánlatot az ügyfél kifejezetten, hallgatólagosan vagy ráutaló magatartás útján is elfogadhatja.

Az ügyfél természetesen meg is tagadhatja a beleegyezést, de ebben az esetben kifogással kell élnie. Az erre vonatkozó szabályok azonosak az osztrák és a német jogban. A kifogásolás határidejét az osztrák ABB bonyolultabban határozza meg, mint a német AGB-Banken. Az osztrák jogban ugyanis a módosításokról való tudomásszerzés hónapját követő második hónap végén jár le ez a határidő. Ez azonban a gyakorlatban általában 6 hetet jelent, amely megegyezik a német szabályozással. Az osztrák jogirodalomban utalnak arra: a hitelintézetnek lényeges érdeke fűződik ahhoz, hogy az ÁSZF-ek módosítása valamennyi ügyféllel szemben ugyanabban az időpontban lépjen hatályba.<sup>32</sup>

Ugyancsak az osztrák jogirodalomban merült fel a kérdés: elégséges-e az, ha az ÁSZF-ek módosításáról az ügyfelet a bank egy számlakivonaton értesíti? Ezt nem tekintik elégséges és kielégítő értesítésnek, arra hivatkozva: egy számlakivonat esetén az ügyfél nem számolhat azzal, hogy egy olyan szerződéses ajánlatot kap a banktól, amelynek az elfogadása az ő részéről is akaratnyilatkozatot feltételez. Más a helyzet, ha a bank kifejezett utal arra, hogy a számlakivonat egy ilyen jellegű ajánlatot tartalmaz. Ebben az esetben ugyanis az ÁSZF-ek módosítására vonatkozó banki ajánlatot az ügyfélhez jogszerűen megérkezettnek kell tekinteni.<sup>33</sup>

Bizonyos esetekben – ha az ügyfél a bank számára ismeretlen – lehetőség van nyilvános úton, a módosításoknak a bankfiókokban történő kifüggesztésével is eleget tenni a bankot terhelő tájékoztatási kötelezettségnek.<sup>34</sup> Ennek azonban a banki gyakorlatban csekély a jelentősége.

31 OGH 4Ob 179–02f, ÖBA 2003, 141. o.

32 IRO: Die Allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: APATHY–IRO–KOZIOL, 31. o.

33 IRO: Die Allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: APATHY–IRO–KOZIOL, 32. o.

34 IRO: Die Allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: APATHY–IRO–KOZIOL, 33. o.



Egy másik kérdés: az ügyfél beleegyezését, vagyis elfogadó nyilatkozatát mikor lehet a bankhoz megérkezettnek tekinteni? Ettől függ ugyanis, hogy a kifogásolásra rendelkezésre álló határidő mikor szűnik meg. Mivel erre az ABB kifejezett rendelkezést nem tartalmaz, ezért az általános kötelmi jogi szabályokat tekintik irányadónak; vagyis az ügyfél nyilatkozata akkor tekinthető megérkezettnek, ha az már a bank érdekkörébe került, és annak tartalmáról a bank tudomást képes szerezni.<sup>35</sup>

A kifogásemelés során figyelni kell arra, hogy az határidőn belül megérkezzen a bankhoz. Önmagában az a tény, hogy az ügyfél a kifogást tartalmazó nyilatkozatát postára adta, még nem jelenti azt, hogy az határidőn belül megtettnek minősülne. A postai kézbesítés ideje ugyanis ebben az esetben az ügyfél terhére esik.<sup>36</sup>

Az osztrák jogirodalomban egyértelműnek tekintik, hogy a módosítások azonnal hatályba lépnek, vagyis a jövőben létrejövő szerződések mellett a már fennálló szerződésekre is kiterjednek.<sup>37</sup>

Mivel a bankok általi egyoldalú szerződésmódosítás joga az osztrák jogban sem elismert, ezért a gyakorlat más megoldásokat keres annak érdekében, hogy a piaci változásokat a szerződésállományhoz közvetíteni legyen képes. Ennek megfelelően az osztrák jogban is széles körben alkalmazzák azokat a kiigazítási klauzulákat, amelyeket a német jog kapcsán már említettünk.

Az osztrák jogi helyzet azonban ebből a szempontból összetettebb. A német BGB 315–319. §-ai ugyanis kifejezetten rendelkeznek az egyoldalú szolgáltatásmeghatározási jogról, így a gyakorlás feltételeiről is. Ilyen jogintézményt azonban az osztrák jog nem ismer. Az osztrák jogirodalomban azonban egyetértés mutatkozik abban: a kötelmi jog diszpozitivitása miatt nincs akadálya annak, hogy a némethez hasonló jogintézményt az osztrák szerződéses gyakorlat is alkalmazza. Ennek indokolásakor hivatkozni szoktak az osztrák Ptk. (*Allgemeines Bürgerliches Gesetzbuch* – ABGB) 1056. §-ára, amely az adásvételi szerződés szabályai között mondja ki azt, hogy a felek a vételár meghatározását harmadik személyre bízhatják. Ebből vonják le azt a következtetést, hogy a felek abban is megállapodhatnak: az árat nem egy harmadik személy, hanem kizárólag az egyik szerződő fél határozhatja meg. Ebből pedig az is következik, hogy a felek a szerződéskötéskor egy olyan árváltoztatási klauzulát is beiktathatnak a szerződésükbe, amely az egyik fél számára biztosítja az utólagos árváltoztatás jogát.<sup>38</sup>

Az osztrák banki gyakorlatban tehát alkalmazzák az ilyen jellegű, egyoldalú szolgáltatásmeghatározási jogosultságot magában foglaló klauzulákat. Azt már az osztrák jogalkalmazói gyakorlat alakította ki, hogy ezt a jogot a bank csakis arányos és méltányos mérlegelés alapján gyakorolhatja. Ezen jog tehát csak bizonyos tartalmi korlátok között érvényesíthető.<sup>39</sup> Ezeket a tartalmi korlátokat azonban – amint arra az osztrák jogirodalomban is utalnak – a bírói gyakorlat nem kezeli szigorúan, hanem relatíve nagy mozgásteret enged a jogosult, vagyis a bank számára annak gyakorlása során.<sup>40</sup>

35 IRO: Die Allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: APATHY–IRO–KOZIOL, 32. o.

36 IRO: Die Allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: APATHY–IRO–KOZIOL, 31. o.

37 IRO: Die Allgemeinen Geschäftsbedingungen, in: APATHY–IRO–KOZIOL, 36. o.

38 FENYVES–RUBIN, ÖBA 2004, 349. o.

39 FENYVES–RUBIN, ÖBA 2004, 350. o.

40 FENYVES–RUBIN, ÖBA 2004, 350. o.

#### **4. A 2009. ÉVI XIII. TÖRVÉNY**

A német és az osztrák jogi szabályozás vázlatos bemutatása után vizsgálhatjuk meg a magyar jogi helyzetet, amelyet jelenleg az jellemez, hogy a 2009. augusztus 1. és 2009. december 31. közötti időszakra nézve a 2009. évi XIII. törvény rendelkezéseit kellett alkalmazni, 2010. január 1-je óta azonban a 2009. évi CL. törvény előírásait.

A 2009. évi XIII. törvény részletesebb bemutatásától két ok miatt sem lehet eltekinteni. Egyrészt a 2010. január 1-jétől hatályos szabályok túlnyomórészt a korábbi rendelkezésekre épülnek, másrészt a 2009. évi CL. törvény nem tartalmaz egyértelmű rendelkezéseket arra nézve, hogy a 2010. január 1-je előtt kötött szerződések módosítására mely törvényt kell alkalmazni. Ezzel a problémával az 5.4. pontban foglalkozunk részletesebben.

##### ***4.1. Valamennyi szerződésre irányadó rendelkezések***

A 2009. évi XIII. törvény 8. §-a két csoportra osztja a pénzügyi intézmény és az ügyfelek között létrejött szerződéseket. Az első csoportba a fogyasztóval vagy mikroállalkozással kötött kölcsönszerződések és pénzügyi lízingszerződések tartoznak, a második csoportba a hitelező által kötött összes többi szerződés.

Mindkét szerződéstípusra irányadó azonban, hogy a szerződés egyoldalúan nem módosítható új díj vagy költség bevezetésével. Az egyes díjak számítási módja, konkrét összege vagy felső határa egyoldalúan, az ügyfél számára kedvezőtlenül nem módosítható.

##### ***4.2. Fogyasztóval vagy mikroállalkozással kötött kölcsönszerződés és pénzügyi lízingszerződés módosítása***

###### **4.2.1. Az egyoldalúan módosítható szerződéses feltételek köre**

Az első csoportba tartozó, vagyis a fogyasztóval vagy mikroállalkozással kötött kölcsönszerződéseknel és pénzügyi lízingszerződéseknel kizárólag kamatot, díjat vagy költséget lehet egyoldalúan – az ügyfél számára kedvezőtlenül – módosítani. A szerződés más feltételeit tehát nem módosíthatja egyoldalúan a pénzügyi intézmény. Ebből következik, hogy más feltétel módosításához szükség van az ügyfél beleegyezésére.

A kamat, díj, vagy költség egyoldalú módosításának feltétele, hogy a módosítás lehetőségét az ügyféllel kötött szerződés tartalmazza. Ez azonban csak akkor történhet, ha a kamat-, díj- vagy költségelemre ható ok-okozati feltételek megváltoztak. A szerződés tehát kizárólag erre az esetre biztosíthatja a pénzügyi intézmény számára az egyoldalú szerződésmódosítás jogát. Annak bizonyítása, hogy a módosítást a szerződés lehetővé teszi, a pénzügyi intézményt terheli. Ha a feltétel változása a kamat-, díj- vagy költségelem csökkentését teszi indokolttá, azt is érvényesíteni kell. Ugyanazon feltétel változása csak egy kamat-, díj- vagy költségelem változását indokolhatja.



#### **4.2.2. A módosításra előírt 60 napos határidő**

A módosítás további feltétele, hogy azt a hatálybalépését megelőzően legalább 60 nappal hirdetményben közzé kell tenni. Emellett a módosításról és a törlesztőrészlet ebből adódó változásáról az érintett ügyfeleket legkésőbb a módosítás hatálybalépése előtt 60 nappal postai úton vagy más, a szerződésben meghatározott, közvetlen módon – így adott esetben elektronikus úton – is értesíteni kell. A hirdetményi közzététel tehát önmagában nem elegendő, a törvény előírja az ügyfelek személyes értesítését is.

#### **4.2.3. Az egyoldalú szerződésmódosítás törvényi feltételei**

A 2009. évi XIII. törvény alapján tehát a fogyasztóval vagy mikroállalkozással kötött kölcsönszerződéseknek, illetve pénzügyi lízingszerződéseknek a pénzügyi intézmény által egyoldalúan gyakorolható, az ügyfél számára kedvezőtlen módosítása a következő törvényi feltételek fennállása esetén történhet:

- tartalmilag csak kamatot, díjat vagy költséget lehet egyoldalúan módosítani, a szerződés más kikötését, feltételét azonban nem;
- az egyoldalú szerződésmódosítás lehetőségét az ügyféllel kötött szerződésnek tartalmaznia kell – kétség esetén a bizonyítási teher a pénzügyi intézményt terheli;
- az egyoldalú szerződésmódosítás joga – a szerződés ilyen irányú rendelkezése esetén is – csak akkor gyakorolható, ha a kamat-, díj- vagy költségelemre ható ok-okozati feltételek változtak meg;
- ha az említett ok-okozati feltételek változása a kamat-, díj- vagy költségelem csökkentését teszik indokolttá, azt is érvényesíteni kell;
- a szerződésmódosítást a hatálybalépés előtt legalább 60 nappal hirdetményben közzé kell tenni;
- emellett erről az ügyfeleket legkésőbb a módosítás hatálybalépése előtt 60 nappal postai úton vagy más közvetlen módon is értesíteni kell;
- végül az első csoportba tartozó szerződések általános szerződési feltételeinek módosításáról legkésőbb a módosítás hatálybalépésekor a PSZÁF-et tájékoztatni kell.

#### **4.2.4. Az egyoldalú szerződésmódosítástól nem érintett szerződéses feltételek**

A fentiekből következik, hogy a kamatot, díjat, költséget nem érintő szerződésmódosításhoz minden esetben szükség van az ügyfél beleegyezésére. Ez összefügg azzal, hogy a szerződésmódosításra a magyar polgári jog szerint is a szerződéskötés szabályait kell megfelelően alkalmazni [Ptk. 240. § (1) bekezdése: a szerződésmódosítás is szerződésnek tekintendő]. Ebből a szempontból tehát a pénzügyi intézménynek a szerződés módosítására vonatkozó írásbeli közlése szerződéses ajánlattételnek minősül, az ügyfél beleegyezése pedig elfogadó nyilatkozat. Ezekre a szerződéses akaratnyilatkozatokra alkalmazni kell a Ptk. 211–214. §-ait.

Mivel a pénzügyi intézmény ajánlattétele írásbeli alakot ölt, ezért kérdéses, hogy az ügyfélnek a saját elfogadó nyilatkozatát, vagyis a beleegyezést írásban kell-e megadnia. Az írásbeli beleegyezés egyrészt az ügyféltől nem várható el, másrészt a normál banki üzletmenetben nem is igazán bonyolítható le. Így figyelembe kell venni a Ptk. 216. §-át, amely szerint a szerződési akaratot akár szóban, akár írásban, akár ráutaló magatartással

is kifejezésre lehet juttatni. A nyilatkozattétel elmulasztása – ha az nem ráutaló magatartás – csak akkor minősül elfogadásnak, ha ezt jogszabály rendeli, vagy ha a felek ebben megállapodtak. A Ptk. 216. § (2) bekezdése alapján tehát a pénzügyi intézmény kikötheti azt az ügyféllel kötött szerződésben, hogy az ügyfél hallgatása a szerződés módosításra tett ajánlat elfogadásának minősül. Ennek alapján tehát az ügyfél beleegyezése – vagyis hozzájárulása a szerződés módosításhoz – megadottnak tekinthető ráutaló magatartással megtett elfogadás, de akár hallgatás esetén is.

Ebből következik, hogy ha az ügyfél a szerződés módosításra írásban tett ajánlatot nem fogadja el, akkor azt írásban vagy előre meghatározott, más közvetlen módon (pl. elektronikus formában) kell tudatnia a pénzügyi intézménnyel. Az ügyfélnek tehát kifogást kell emelnie a szerződés módosításra tett ajánlat ellen, máskülönben a beleegyezése megadottnak tekinthető. Erre az ügyfél figyelmét a szerződés módosításra vonatkozó ajánlattal egyidejűleg külön fel kell hívni. Megadottnak tekinthető az ügyfél beleegyezése abban az esetben, ha a szerződés módosításra irányuló ajánlatról való tudomásszerzést követően elfogad egy szolgáltatást a pénzügyi intézmény részéről.

Az már minden bizonnyal az általános szerződési feltételek tartalmi kontrollját kimondó Ptk. 209-209/D. §-aiba ütközne, ha a pénzügyi intézmény az ügyfelekkel létrejött szerződésekben azt kötné ki, hogy a felek már előzetesen megállapodtak az új, később hatályba lépő ÁSZF-ek alkalmazásában, vagy azt tartalmazná a szerződés, hogy a mindenkor hatályos ÁSZF-eket alkalmazzák a felek közötti jogviszonyban. Az ÁSZF-ek módosítására ugyanis a fentiek alapján a magyar jog szerint is alkalmazni kell azokat a törvényi előírásokat, amelyek az ÁSZF-eknek a szerződéses jogviszony részévé válását határozzák meg. Itt azonban külön ki kell emelni a Ptk. 209/B. § (5) bekezdését, amely szerint a tisztességtelen szerződési feltételekre vonatkozó rendelkezések nem alkalmazhatók a szolgáltatást és ellenszolgáltatást meghatározó szerződési kikötésekre, ha annak szövegezése egyértelmű és mindkét fél számára érthető. Ennek alapján kérdéses, hogy a díjakról és egyéb ellenszolgáltatásokról szóló kikötéseket az ügyfél megtámadhatja-e bíróság előtt.

Kérdéses az is, hogy milyen határidőn belül kell az ügyfélnek a szerződés módosítással szemben emelt kifogását a pénzügyi intézményhez eljuttatnia. Erre vonatkozó jogszabályi rendelkezés hiányában a polgári jog általános alapelveiből kell kiindulni, és a Ptk. 4. § (1) bekezdésében foglalt jóhiszeműség és tisztesség követelményeinek, valamint a Ptk. 4. § (4) bekezdésében deklarált, az adott helyzetben általában elvárható mércének megfelelően egy méltányos, mindkét fél érdekeit szem előtt tartó határidőt kell erre az ügyfélnek biztosítani. A német és osztrák jogban alkalmazott 6 hetes határidő a magyar gyakorlatban is megfelelőnek tűnik.

Amennyiben az ügyfél határidőn belül kifogást emel a módosítással szemben, akkor vele szemben az eredeti tartalommal marad fenn a jogviszony. Kérdés: ebben az esetben a pénzügyi intézményt megilleti-e a felmondás joga? Kiköthet-e a pénzügyi intézmény a szerződésben érvényesen erre az esetre egy felmondási jogot? Mint láttuk, a német gyakorlatban erre nincs lehetőség. Valószínű, hogy egy ilyen kikötés a magyar jog alapján is tisztességtelen ÁSZF-nek minősülne.

Az ügyfeleknek a szerződés módosításhoz való hozzájárulása szempontjából a pénzügyi intézmények számára lényeges, hogy az ÁSZF-nek minősülő szerződéses kikötések módosítása valamennyi ügyféllel szemben ugyanabban az időpontban lépjen hatályba.

#### **4.2.5. Az egyoldalú szerződésmódosítás feltételeinek összefoglalása**

Amennyiben a fogyasztóval vagy mikrovállalkozással kötött kölcsönszerződésben vagy pénzügyi lízingszerződésben a kamatot, díjat vagy költséget akarja a pénzügyi intézmény megváltoztatni, akkor nem kell megszereznie az ügyfél beleegyezését. Az egyoldalú szerződésmódosítás lehetőségét azonban az ügyféllel kötött szerződésnek tartalmaznia kell. Mivel kétség esetén ennek bizonyítása a pénzügyi intézményt terheli, ajánlott erről a szerződésben világosan, egyértelműen és az ügyfél számára is jól érthetően rendelkezni. Ellenkező esetben a pénzügyi intézmény azt kockáztatja, hogy csak az ügyfél beleegyezésével módosíthatja a szerződéses kamatot, díjat vagy költséget. A fogyasztási és lakossági kölcsönszerződésben mindemellett még egy dolgot szabályozni kell: azoknak a feltételeknek, illetőleg körülményeknek a meghatározását, amelyek esetében a hiteldíj megváltoztatható. Ennek hiányában a Hpt. 213. § (1) bekezdésének módosított d) pontja szerint a fogyasztási, lakossági kölcsönszerződés semmis.

Mindezeken kívül további törvényi feltételek teljesülése szükséges az egyoldalú szerződésmódosítás jogszerű gyakorlásához. Az ügyféllel kötött szerződés ugyanis csak a kamat-, díj- vagy költségelemre ható ok-okozati feltételek megváltozása esetén teheti lehetővé az egyoldalú szerződésmódosítási jog gyakorlását. Ha ez nem bizonyított, akkor a kamat-, díj vagy költség egyoldalúan nem módosítható. Ilyen jellegű ok-okozati feltételek nyilvánvalóan olyan külső, objektív körülmények, amelyek megváltozására a pénzügyi intézmény nem képes befolyást gyakorolni, és a megváltozásukból származó többletterhek viselése méltányosan nem várható el a pénzügyi intézménytől.

A Magyar Bankszövetség elnöksége által kidolgozott, a kölcsönszerződések egyoldalú módosítási jogának méltányos gyakorlásáról szóló ajánlástervezet IV. pontja meghatároz olyan körülményeket, amelyek megfelelnek a törvény által megkívánt feltételeknek. Ilyen például a jogi, szabályozói környezet változása, a pénzpiaci feltételek, a makrogazdasági környezet módosulása, illetve a banki működési feltételek megváltozása (pl. a hitelező bank kockázati kamatfelárának emelkedése).

#### **4.3. Az ügyfelet megillető felmondási jog**

Amennyiben valamennyi törvényi feltétel megvalósul, és a pénzügyi intézmény jogszerűen gyakorolja egyoldalú szerződésmódosítási jogát, az ügyfél egyetlen dolgot tehet, ha nem kívánja elfogadni a módosított tartalmú szerződést: élhet a Hpt. 210. § új (5) bekezdésében foglalt felmondási jogával. A felmondási jog csak a referencia-kamatlábhoz kötött kamat változása esetén szükséges szerződésmódosítás esetén nem illeti meg az ügyfelet. Kérdés, hogy ez elegendő biztosítékot nyújt-e a pénzügyi intézmény számára abban az esetben, ha a szerződésmódosítás a tőkepiaci változások, így mindenekelőtt a refinanszírozási költségek módosulása miatt történne. Talán szerencsésebb lett volna azt előírni, hogy a refinanszírozási kondíciók megváltozása esetén az ügyfelet nem illeti meg a felmondás joga, viszont ebben az esetben a pénzügyi intézménynek a PSZÁF engedélyét kellene kérnie az egyoldalú szerződésmódosításhoz.

Az ügyfél felmondási jogát a módosítás hatálybalépése előtt bármikor gyakorolhatja. A törvény kimondja, hogy az ügyfél a felmondási jogát díjmentesen gyakorolhatja; kizárólag jelzáloglevéllel finanszírozott kölcsönszerződés felmondása esetén jogosult a hitelintézet a

lejárati előtti visszafizetéssel járó költségeit érvényesíteni. A törvény hallgat arról, hogy ez a felmondási jog rendes vagy rendkívüli. Mivel felmondási időről nem tesz említést, ezért azt mondhatjuk, hogy ez a felmondási jog azonnali hatályú.

Kérdés továbbá, hogy mi történik akkor, ha az ügyfél gyakorolja ugyan a felmondási jogát, de nem tesz eleget fizetési kötelezettségének. A fizetési kötelezettség teljesítése kétségkívül feltétele a felmondási jog jogszerű gyakorlásának. A felmondási jog jogszerű gyakorlásához szükséges feltételek hiányában a felmondást meg nem történtnek kell tekinteni, vagyis az azzal érintett jogviszony nem szűnik meg. Az ügyfélnek ennek alapján az ellenszolgáltatást mindenképpen teljesítenie kell, mivel pedig a felmondási jogát nem gyakorolta jogszerűen, ezért a kamat-, díj- vagy költségmódosítás hatályba lép vele szemben, vagyis ennek megfelelően kell a fizetési kötelezettségét teljesítenie.

#### **4.4. Egyéb szerződések**

Az első csoportba nem tartozó, egyéb szerződések esetén bármilyen szerződési feltétel módosítható egyoldalúan, az ügyfél számára kedvezőtlenül. Ennek törvényi feltétele, hogy ezt az ügyféllel kötött szerződés lehetővé tegye. A szerződésben külön pontban egyértelműen meg kell határozni azokat a feltételeket, illetve körülményeket, amelyek lehetővé tehetik az egyoldalú szerződésmódosítási jog gyakorlását. Amennyiben a módosítás kamatot vagy díjat érint, azt a hatálybalépés előtt 15 nappal hirdetményben kell közzé tenni. Elektronikus kereskedelmi szolgáltatás nyújtása esetén a módosítást az ügyfelek számára folyamatosan és könnyen hozzáférhető módon, elektronikus úton is elérhetővé kell tenni.

Ezeknél a szerződéseknél a törvény nem biztosít felmondási jogot az ügyfél számára. Ebből az következik, hogy ezeknél a szerződéseknél az ügyfél a jogszerűen gyakorolt egyoldalú szerződésmódosítással szemben nem élhet a szerződésmegszüntetés jogával, vagyis el kell fogadnia és teljesítenie kell a módosított tartalmú szerződést.

#### **4.5. A 2009. évi XIII. törvénnyel szemben felmerülő alkotmányossági aggályok**

Alkotmányossági aggályokat a 2009. évi XIII. törvény 20. § (6) és (7) bekezdései vetnek fel. A (6) bekezdés szerint a Hpt. 210. §-ának a 2009. évi XIII. törvény 8. §-ával megállapított rendelkezéseit az azok hatálybalépését megelőzően fogyasztóval vagy mikroállalkozással kötött kölcsönszerződés vagy pénzügyi lízingszerződés módosítása esetén is alkalmazni kell, ide nem értve a szerződés alapján jelzáloglevéllel finanszírozott kölcsönszerződéseket. A (7) bekezdés szerint pedig a pénzügyi intézmény a (6) bekezdésnek megfelelően köteles a fogyasztóval vagy mikroállalkozással kötött kölcsönszerződés, vagy pénzügyi lízingszerződés módosítását az e törvény kihirdetését követő 90 napon belül kezdeményezni.

Az idézett rendelkezések felvetik a visszamenőleges hatályú jogi szabályozás tilalmába ütközés gyanúját; ez a tilalom az Alkotmány 2. § (1) bekezdésében deklarált jogállamiság szerves részét képező jogbiztonságból fakad. Az Alkotmánybíróság 57/1994. (XI. 17.) AB határozatában megállapította, hogy a következetes alkotmánybírói gyakorlat szerint valamely jogszabály nem csupán akkor minősülhet a visszamenőleges hatályú jogi szabályozás tilalmába ütközőnek, ha a jogszabályt a jogalkotó visszamenőlegesen léptette

hatályba, hanem akkor is, ha a hatálybaléptetés nem visszamenőlegesen történt ugyan, de a jogszabály rendelkezéseit – erre irányuló kifejezett rendelkezés szerint – a jogszabály hatálybalépése előtt létrejött jogviszonyokra is alkalmazni kell (ABH 1994, 316, 324. o.). Ennek megfelelően nyilvánította alkotmányellenesnek az Alkotmánybíróság 7/1992. (I. 30.) AB határozatában az illeték mértékének felemelését úgy, hogy a szigorított rendelkezést a jogalkotó alkalmazni rendelte az új jogszabály hatálybalépése előtt kötött szerződésekre (ABH 1992, 45, 48. o.).

A 2009. évi XIII. törvény 20. § (6) és (7) bekezdései a törvény hatálybalépése előtt megkötött szerződésekre rendelik alkalmazni a törvény szigorított rendelkezéseit. Ez megalapozottan veti fel a visszamenőleges hatályú jogalkotás tilalmába való ütközést, így az idézett bekezdések alkotmányellenességét.

## 5. A 2009. ÉVI CL. TÖRVÉNY<sup>41</sup>

### 5.1. A törvény hatálya: a mikrovállalkozások kivétele

A Hpt. 210. §-ának személyi hatálya szűkült, a 2010. január 1-jétől hatályos rendelkezéseket ugyanis csak a fogyasztókkal kötött szerződésekre kell alkalmazni. Kikerültek tehát a törvény szövegéből a mikrovállalkozások, illetve a velük kötött kölcsön- és pénzügyi lízingszerződések. Ez azt jelenti, hogy a mikrovállalkozásokkal kötött szerződéseket a pénzügyi intézmény a vállalkozói körre irányadó szabályok szerint módosíthatja egyoldalúan.

Érdeemes arra is utalni, hogy a fogyasztóknak nyújtott kölcsönszerződésekre 2010. március 1-jétől a fogyasztóknak nyújtott hitelről szóló 2009. CLXII. törvény<sup>42</sup> rendelkezéseit is alkalmazni kell.

A tárgyi hatály nem változott, vagyis a Hpt. 210. §-át továbbra is kölcsönszerződésekre és pénzügyi lízingszerződésekre kell alkalmazni. A két szerződésfajta fogalmára vonatkozóan a Hpt. 2. számú mellékletében található definíciókat kell irányadónak tekinteni (10. és 11. pont).

### 5.2. Az egyoldalú szerződésmódosítás feltételei

A 2010. január 1-jétől hatályban lévő új szabályozás – a korábbi törvényi rendelkezésekhez hasonlóan – különbséget tesz fogyasztókkal kötött kölcsönszerződés és pénzügyi lízingszerződés, valamint a pénzügyi intézmény összes többi szerződése között. Az egyoldalú szerződésmódosításra vonatkozó, szigorú törvényi rendelkezések a kölcsönszerződéseket és a pénzügyi lízingszerződéseket érintik, az összes többi szerződés esetében továbbra is enyhébb előírások az irányadók.

Mindettől függetlenül – a 2009. évi XIII. törvény által követett megoldással azonos módon – vannak olyan szabályok, amelyeket mindkét szerződési kör esetében alkalmazni kell. Ilyen

<sup>41</sup> Az egyes pénzügyi tárgyú törvények módosításáról szóló T/10999. számú törvényjavaslatot 2009. október 22-én nyújtotta be a kormány az Országgyűlésnek. Fel kell azonban hívni a figyelmet arra, hogy a Hpt. 210. §-át módosító szakasz több ponton eltér a 2009. évi CL. törvény szövegétől.

<sup>42</sup> *Magyar Közlöny* 2009. évi 196. sz., 2009. december 30. A rendelkezések döntő többsége 2010. március 10-én lép hatályba.

a Hpt. 210. § (12) bekezdése, amely szerint a szerződés egyoldalúan nem módosítható új díj vagy költség bevezetésével. Az egyes kamat-, díj- vagy költségelemeknek a szerződésben meghatározott számítási módja egyoldalúan, az ügyfél számára kedvezőtlenül ugyancsak nem módosítható.

Közös szabály a Hpt. 210. § (13) bekezdése is, amely értelmében az ügyfél hirdetményben történő tájékoztatása során biztosítani kell, hogy megállapítható legyen, melyik kamat-, díj- vagy költségelem milyen mértékben változik. Az ügyfél számára elérhetővé kell tenni a módosítás okait.

### 5.2.1. Az egyoldalú szerződésmódosítással érintett szerződéses feltételek

Az új szabályozás fenntartja a 2009. évi XIII. törvény azon rendelkezését, amely szerint fogyasztóval kötött kölcsönszerződésben vagy pénzügyi lízingszerződésben az ügyfél számára kedvezőtlenül kizárólag kamatot, díjat, vagy költséget lehet egyoldalúan módosítani. Egyéb feltétel – ideértve az egyoldalú módosításra okot adó körülmények felsorolását is – egyoldalúan, az ügyfél számára kedvezőtlenül nem módosítható. Ez tehát továbbra is azt jelenti, hogy főszabály szerint az ilyen típusú szerződéseket a pénzügyi intézmény kizárólag az ügyfél beleegyezésével módosíthatja. Az ügyfél beleegyezésére a 4.2. pontban írtak változatlanul irányadók.

A főszabályhoz képest speciális szabály vonatkozik az ügyfél számára „nem kedvezőtlen” módosításokra, ezeket ugyanis a pénzügyi intézmény korlátozás nélkül, egyoldalúan is végrehajthatja. A Hpt. 210. § (4) bekezdés b) pontja szerint pedig, ha valamely feltétel változása a kamat-, díj- vagy költségelem csökkentését teszi indokolttá, azt is érvényesíteni kell. A Hpt. 210. § (14) bekezdése szerint a pénzügyi intézmény az ügyfél számára *nem kedvezőtlenül* egyoldalúan módosíthatja az ügyféllel kötött szerződés feltételeit. Ezzel kapcsolatban felmerül egy fontos kérdés, mégpedig az, hogy az ügyfél számára nem kedvezőtlen, egyoldalú szerződésmódosítások esetén is alkalmazni kell-e a Hpt. 210. § (6) bekezdésében előírt 60 napos határidőt. Mivel ilyen rendelkezést az új szabályozás nem tartalmaz, ezért azt mondhatjuk, hogy nem, vagyis a hitelező megteheti azt, hogy az ügyfél számára semleges vagy előnyös (de nem kedvezőtlen) módosításokat azonnali hatállyal végrehajtsa. Erről nyilván a hitelintézetek üzletszabályzatainak, ÁSZF-jeinek kell részletes rendelkezéseket tartalmaznia.

Végül a harmadik kategória az ügyfél számára kedvezőtlen módosítások köre. Ehhez kapcsolódóan a pénzügyi intézmény csak azokat a szerződéses feltételeket módosíthatja egyoldalúan, amelyek a következőket tartalmazzák: a) kamatot, b) díjat vagy c) költséget.

Az egyoldalú szerződésmódosítás jogát a hitelező azonban csak akkor jogosult gyakorolni, ha a módosításra okot adó, objektív körülmények tételes meghatározását a szerződés tartalmazza, valamint a hitelező árazási elveit írásban rögzítette.

Az új szabályozásból kimaradt az a rendelkezés, amely szerint annak bizonyítása, hogy a módosítást a szerződés lehetővé teszi, a pénzügyi intézményt terheli. Kimaradt emellett az ok-okozati listára történő hivatkozás is, amelyet azonban a Hpt. 210. § (5) bekezdése által nevesített magatartási kódex tartalmaz. Az ok-okozati listát az új szabályozásban az árazási elvek meghatározási kötelezettsége váltotta fel. Az árazási elveket minden egyes pénzügyi intézménynek el kell készítenie és be kell nyújtania a PSZÁF-hez. A Hpt. 210. § (5)



bekezdésében foglalt felsorolásból kitűnik, hogy a szabályozás különböző szintjei hogyan épülnek egymásra. A legmagasabb szintet a Hpt. jelenti, ezt követi a magatartási kódex, végül pedig az árazási elvek.

### 5.2.2. Árazási elvek

A Hpt. 210. § (4) bekezdése részletesen meghatározza az írásban rögzített árazási elvek minimálisan kötelező tartalmát. Ennek megfelelően az árazási elveknek tartalmazniuk kell, hogy valamely kamat, díj vagy költség módosítása a szerződésekben foglalt és az adott kamat, díj, vagy költség mértékére ténylegesen hatást gyakorló ok alapján történhet. Ez egyben azt is jelenti, hogy a módosítást objektíve indokoltá tevő okokat a szerződésekben továbbra is fel kell tüntetni. Az ok-okozati lista tehát továbbra is kötelező tartalmi eleme lesz ezeknek a szerződéseknek. Ha valamely feltétel változása a kamat-, díj- vagy költségelem csökkentését teszi indokoltá, azt is érvényesíteni kell. Az adott kamat-, díj- vagy költségelemre ható ok-okozati feltételeket együttesen, tényleges hatásuk arányában kell figyelembe venni.

A Hpt. 210. § (4) bekezdés d) pontja alapján pedig díjat vagy költséget évente legfeljebb a KSH által közzétett, előző évi éves fogyasztói árindex mértékében lehet emelni. Ez a korlátozás azonban nem vonatkozik a kamatra, amelyet ennek megfelelően az előző évi fogyasztói árindexnél nagyobb mértékben is lehet emelni.

Az árazási elvek megfelelőségét, valamint az árazási elvek alkalmazásának gyakorlatát a PSZÁF ellenőrzi. Az ellenőrzés során a felügyelet figyelembe veszi a fogyasztókkal szembeni tisztességtelen kereskedelmi gyakorlat tilalmáról szóló 2008. évi XLVII. törvény hatálya alá tartozó, és a felügyelet által elfogadott magatartási kódex rendelkezéseit.

### 5.2.3. A kedvezőtlen módosításra előírt 60 napos előzetes értesítési határidő

Továbbra is fennmarad az a feltétel, amely szerint minden egyes kamat-, díj- vagy költségelemet érintő és az ügyfél számára kedvezőtlen módosítást annak hatálybalépése előtt legalább 60 nappal hirdetményben közzé kell tenni. Ez azonban továbbra sem elegendő, hiszen az érintett ügyfeleket személyesen – postai úton vagy más, a szerződésben meghatározott, tartós adathordozón – is értesíteni kell. A személyes értesítésnek tartalmaznia kell a módosítás tényét, valamint a módosítást követően várhatóan fizetendő törlesztőrészletet. Kizárólag a referencia-kamatlábhoz kötött kamatnál a referencia-kamatláb változásából eredő kamatváltozás, valamint az állami kamattámogatással nyújtott lakáskölcsön esetén nem kell tartalmaznia a személyes értesítésnek a módosítást követően várhatóan fizetendő törlesztőrészletet. A közvetlen, személyes értesítés feladási időpontjának legalább 60 nappal meg kell előznie a módosítás hatálybalépését. A 60 napos határidő fenntartása jelentős nehézségek elé fogja állítani a hazai hitelintézeteket, amellet, hogy közgazdasági szempontból ez a határidő hosszúnak tűnhet.

Az állami kamattámogatással nyújtott lakáskölcsön esetén a kamatot, díjat vagy költséget érintő, egyoldalú és az ügyfél számára kedvezőtlen módosítást a módosítás hatálybalépését megelőzően legalább 15 nappal hirdetményben közzé kell tenni.

#### 5.2.4. Az ügyfelet megillető felmondási jog

A Hpt. 210. § (9) bekezdése tartalmazza a korábbi törvényből már ismert felmondási lehetőséget. Ennek alapján, amennyiben a hitelező jogszerűen módosította egyoldalúan, az ügyfél számára kedvezőtlenül a szerződést, akkor az ügyfél a módosítás hatálybalépése előtt jogosult a szerződés díjmentes felmondására. Látható, hogy a jogalkotó indokolatlanul széles körben biztosít felmondási jogot az ügyfél számára. A német példa is azt mutatja ugyanis, hogy nem illeti meg a felmondási jog az ügyfelet azokban az esetekben, amikor a szerződés módosítására a tőkepiacok változása, a refinanszírozási költségek módosulása miatt került sor. Kérdéses az is, hogy az állami kamattámogatással nyújtott lakáskölcsönöknél indokolt-e a felmondási jog biztosítása az ügyfél számára.

Az ügyfelet megillető felmondási jogtól el kell határolni azt az esetet, amikor a hitelező a szerződésben a maga számára arra az esetre kötne ki felmondási jogot, ha az ügyfél nem egyezik bele az egyoldalú szerződésmódosítási jog által nem érintett szerződéses feltételek megváltoztatásába. Egy ilyen kikötést a 4.2.4. pont alapján tisztességtelen szerződéses kikötésnek tekintünk, amely az ügyfél részéről megtámadható, vagyis annak érvénytelenségét a bíróság megállapíthatja. Az más kérdés, hogy a hatályos Ptk. 239. §-ában foglalt szabály szerint – amely a részleges érvénytelenséget teszi főszabállyá – a szerződés részbeni érvénytelensége esetén az egész szerződés csak akkor dől meg, ha a felek azt az érvénytelen rész nélkül nem kötötték volna meg.

#### 5.2.5. Jelzáloglevéllel finanszírozott kölcsönszerződés

A Hpt. 210. § (10) bekezdése szerint jelzáloglevéllel finanszírozott kölcsönszerződés esetén – ideértve a jelzálog-hitelintézet által refinanszírozott kölcsönszerződést is a tényleges refinanszírozást követően – a kamatnak, díjnak vagy költségnek az ügyfél számára kedvezőtlen, egyoldalú módosítása miatt az ügyfelet megillető felmondáskor a hitelintézet jogosult a lejárat előtti visszafizetéssel járó költségeit érvényesíteni.

Itt kell utalnunk a fogyasztónak nyújtott hitelről szóló 2009. évi CLXII. törvény 25. § (1) bekezdésére, amely szerint jelzáloghitel előtörlesztése esetén a hitelező jogosult az előtörlesztés miatt keletkező költségeinek megtérítésére. Az érvényesített költségek mértéke azonban nem haladhatja meg az előtörlesztett összeg 2 százalékát. A 25. § (2) bekezdése szerint jelzáloglevéllel finanszírozott kölcsönszerződés esetén – ideértve a jelzálog-hitelintézet által refinanszírozott kölcsönszerződést is – a hitelező jogosult az előtörlesztéssel kapcsolatos, az (1) bekezdésben meghatározott mértéket meghaladó költségét is érvényesíteni, ha az előtörlesztés olyan időszakra esik, amikor a jelzáloghitel kamata rögzített; vagy változó kamatú, és az előtörlesztés a kamatperióduson belül történik. Az érvényesített költségek mértéke azonban ebben az esetben sem haladhatja meg az előtörlesztett összeg 2,5 százalékát. Ezeket a rendelkezéseket a Hpt. 210. § (10) bekezdésének a hatálya alá tartozó szerződések felmondása esetén is figyelembe kell venni.

A Hpt. 210. § (10) bekezdése alapján a kölcsönszerződésnek tartalmaznia kell azt is, hogy a kölcsön jelzáloglevéllel finanszírozott vagy jelzáloglevéllel kívánják refinanszíroztatni, továbbá ennek jogkövetkezményeit. Jelzálog-hitelintézet által refinanszírozott kölcsönszerződés esetén az ügyfelet legkésőbb a refinanszírozás bekövetkeztét követő 30 napon belül



feladott értesítővel kell tájékoztatni a refinanszírozás megvalósulásáról. Mivel ez a tény érinti az ügyfél előtörlesztési jogát, ezért ez a módosítás az ügyfél számára nagy jelentőséggel bír.

### **5.3. Egyéb szerződések**

A Hpt. 210. § (3) bekezdésének alkalmazási körén, tárgyi hatályán kívül eső szerződések esetén a pénzügyi intézmény nem csupán a kamatot, díjat vagy költséget módosíthatja egyoldalúan. Ennek egyetlen feltétele a Hpt. 210. § (11) bekezdése szerint az, hogy az egyoldalú, az ügyfél számára kedvezőtlen szerződésmódosítás jogát a szerződésnek egy külön pontjában kell kikötni. Ebben a külön pontban kell egyértelműen meghatározni azokat a feltételeket és körülményeket, amelyek esetén a szerződés egyoldalúan is módosítható. Ez a gyakorlatban azt jelenti, hogy egy ok-okozati listát ezeknek a szerződéseknek is tartalmazniuk kell.

A szerződés kamatot vagy díjat érintő egyoldalú, és az ügyfél számára kedvezőtlen módosítását a módosítás hatálybalépését 15 nappal megelőzően hirdetményben kell közzétenni, és esetlegesen elektronikus úton is elérhetővé kell tenni. A törvény azonban ebben a körben nem ír elő személyes értesítési kötelezettséget.

Ezekre a szerződésekre is irányadó a Hpt. 210. § (12) bekezdésében foglalt tilalom: vagyis az, hogy a szerződés egyoldalúan nem módosítható új díj vagy költség bevezetésével. Az egyes kamat-, díj- vagy költségelemeknek a szerződésben meghatározott számítási módja egyoldalúan, az ügyfél számára kedvezőtlenül nem módosítható.

### **5.4. Hatálybalépés**

A 2009. évi XIII. törvénnyel szembeni alkotmányossági aggályok túlnyomórészt a hatálybalépéshez kapcsolódtak. Ilyen jellegű problémák a 2009. évi CL. törvénnyel szemben nem merülnek fel. Mindez azonban nem jelenti azt, hogy a hatálybalépésre vonatkozó rendelkezések problémamentesek és egyértelműek lennének.

A 2009. évi CL. törvény 170. § (4) bekezdése szerint a Hpt. 210. §-ának e törvénnyel módosított rendelkezéseit – az (5)–(7) bekezdésben meghatározott kivételekkel – a 2009. évi XIII. törvény hatálya alá tartozó szerződésekre kell alkalmazni. Kérdés: ez azt jelenti, hogy az új törvény rendelkezéseit a 2010. január 1-je előtt kötött azon szerződésekre is alkalmazni kell, amelyek a 2009. évi XIII. törvény hatálya alá tartoztak? Ez lenne a logikus és racionális értelmezés; ellenkező esetben ugyanis a 2009. december 31-ig megkötött szerződésekre a 2009. évi XIII. törvényt kellene továbbra is alkalmazni. Könnyen belátható, hogy ez nem csekély technikai nehézség elé állítaná a hazai hitelintézeteket. A kétféle szerződésállományt ugyanis számítástechnikailag külön kellene nyilvántartani, amelynek természetesen jelentős költségvonzata is lenne. A magunk részéről tehát azt az értelmezést támogatjuk, hogy a 2009. évi CL. törvény rendelkezéseit a 2010. január 1-je előtt megkötött szerződésekre is alkalmazni kell, feltéve, hogy azokra a 2009. évi XIII. törvény is irányadó volt. Ezzel kapcsolatban érvelni lehetne amellett, hogy bár a 2009. évi XIII. törvény némileg szigorúbb előírásokat tartalmazott a hitelezők számára, ezeket azonban nem lehet az ügyfél oldalán ún. „szerzett jogoknak” tekinteni, vagyis a visszamenőleges hatályú alkalmazás esetén nem lehet szó a szerzett ügyféljogok sérelméről.

Visszamenőleges alkalmazást az új törvény egyértelműen csak a Hpt. 210. § (14) bekezdésére nézve ír elő, ez azonban az ügyfél számára előnyös módosításokról szól.

**IRODALOMJEGYZÉK**

- BECHER, JOHANN G. G.–GÖSSMANN, WOLFGANG [2002]: Die Änderungen der Allgemeinen Geschäftsbedingungen der privaten Banken, Sparkassen und Landesbanken, Zeitschrift für Bank- und Kapitalmarktrecht (BKR), 12-2002, 519–527. o.
- BUNTE, HERMANN-JOSEF [2007]: Die allgemeinen Geschäftsbedingungen der deutschen Banken, 2. Kapital, 1. Abschnitt. Allgemeine Grundlagen, Band I., in: SCHIMANSKY, H.–BUNTE, H.-J.–LWOWSKI, H. J.: Bankrecht-Handbuch, 3. Auflage, Verlag. C. H. Beck, München, 132–274. o.
- FENYVES ATTILA–RUBIN, DANIEL [2004]: Vereinbarung von Preisänderungen bei Dauerschuldverhältnissen und KSchG, Österreichische Bankarchiv (ÖBA) 5-2004, 347–367. o.
- FUCHS, ANDREAS [2006a]: Inhaltskontrolle § 307, in: ULMER, P.–BRANDNER, H. E.–HENSEN, H.-D.: AGB-Recht, Kommentar zu den §§ 305–310 BGB und zum Unterlassungsklagengesetz, 10. Auflage, Verlag Dr. Otto Schmidt, Köln, 657–671. o.
- FUCHS, ANDREAS [2006b]: Banken (Kreditinstitute), in: ULMER, P.–BRANDNER, H. E.–HENSEN, H.-D.: AGB-Recht, Kommentar zu den §§ 305–310 BGB und zum Unterlassungsklagengesetz, 10. Auflage, Verlag Dr. Otto Schmidt, Köln, 1273–1311. o.
- FUCHS, ANDREAS [2006c]: Darlehensverträge, in: ULMER, P.–BRANDNER, H. E.–HENSEN, H.-D.: AGB-Recht, Kommentar zu den §§ 305–310 BGB und zum Unterlassungsklagengesetz, 10. Auflage, Verlag Dr. Otto Schmidt, Köln, 1361–1379. o.
- IRO, GERT [2007]: Die Geschäftsverbindung zwischen Bank und Kunde im Allgemeinen, in: APATHY, P.–IRO, G. M.–KOZIOL, H.: Österreichisches Bankvertragsrecht, Band I., 2. Auflage, Springer Verlag, Bécs
- KOITZ-ARCO, GERIT [1998]: Zinsgleitklauseln bei Verbraucherkrediten, Österreichische Bankarchiv (ÖBA) 1-1998, 10–15. o.
- SCHMIDT, H. [2006]: Klauselverbote mit Wertungsmöglichkeit, § 308, Nr. 4., in: ULMER, P.–BRANDNER, H. E.–HENSEN, H.-D.: AGB-Recht, Kommentar zu den §§ 305–310 BGB und zum Unterlassungsklagengesetz, 10. Auflage, Verlag Dr. Otto Schmidt, Köln, 865–874. o.
- SONNENHOL, JÜRGEN [2002]: Änderungen der ABG-Banken zum 1. April 2002 – auch im Hinblick auf das Schulrechtsmodernisierungsgesetz, Zeitschrift für Wirtschafts- und Bankrecht Wertpapier-Mitteilungen (WM) 25–2002, 1259–1265. o.

SZÜCS NÓRA

# A csoportos hitelezés modelljei: az együttes felelősségen innen és túl<sup>1</sup>

Ez a szakirodalmi összefoglalás a csoportos hitelezés modelljeire koncentrál. Az eddigi irodalom szerződéselméleti keretben, a feloldott piaci kudarcok alapján tárgyalja a csoportos hitelek hitelszükségességet csökkentő hatását. A főbb modellek az erkölcsi kockázat, a kontraszelekció, a monitorozás, az auditköltségek és a kikényszeríthetőség témái köré szerveződnek. Az utóbbi évek munkái – amelyek választ keresnek arra a jelenségre, hogy miért szorultak háttérbe a csoportos hitelek – már különbséget tesznek a csoportos konstrukciók és az együttes felelősség között. Dinamikus modellekben vizsgálják, hogy van-e az együttes felelősséghez hasonlóan hatékony konstrukció, valamint az együttes felelősség milyen egyéb elemekkel pótolható. Az irodalom jelenlegi állása alapján mégsem a csoportos hitelek teljes elhagyása a helyes út, a csoportos és egyéni hitelek eltérő célcsoportot képesek kiszolgálni, így a két konstrukció együttes piaci jelenléte kívánatos.

## 1. BEVEZETÉS

2006-ban *Mohamad Yunus* Nobel-díjat kapott munkájáért: immár három évtizedet töltött a legszegényebb, „unbankable” (nem bankképes) jelzővel illetett rétegek sikeres banki kiszolgálásával. Szakértők szerint 250 milliárd dolláros annak a piacnak a mérete, amelynek a kiszolgálását Yunus innovációi teszik lehetővé.<sup>2</sup>

A történet a hetvenes években kezdődött, amikor az Amerikából hazatérő Yunus közgazdaságtant oktatót bangladesi tanítványainak a Chittagong Egyetemen, ám a városok utcáit járva, kiáltó ellentétet érzett a nyomorgó tömegek és az oktatót közgazdasági törvényszerűségek között. 1972-ben összesen 27 dollárnyi összeget kölcsönzött 42 bambusztárgyakat készítő asszonynak, mivel a lakosság 80 százalékát sújtó szegénység okát abban látta, hogy a nincstelenség nem férnek hozzá a hitelhez. 1983-ban alapította meg a Grameen Bank of Bangladesh intézményét, amely sikeresen – egyes szerzők szerint 1,6 százalékos bedőlési arány mellett<sup>3</sup> – hitelez tárgyi fedezettel nem rendelkező, napi egy dollárnál kevesebb jövedelemmel rendelkező célcsoportnak (*Sengupta, R.–Aubuchon, C. P.* [2008]).

Az elmúlt évtizedek során a Grameen Banknál és követőinél kialakult a hitelkonstrukciónak egy olyan csoportja, amely az addig piaci kudarcként leírható, aszimmetrikus

1 A szerző köszönettel tartozik témavezetőinek, Király Júliának és Csóka Péternek a Budapesti Corvinus Egyetemen beadott – a jelen cikk alapjául is szolgáló – PhD-tervezetéhez nyújtott segítségért.

2 L. [www.mixmarket.org](http://www.mixmarket.org), 2009. május

3 Az 1985–1996-os időszakra vonatkozó adat (MURDOCH [1999]).

információval, morális kockázattal terhelt hitelezési szituációkban is sikerrel működik. Megvalósult a mélyszegénységben, napi egy dollárnál kevesebből élők banki kiszolgálása, akik addig csak az uzsorások „segítségével” és egyéb informális hitelforrásokból finanszírozhatták magukat; ugyanakkor megszületett az őket kiszolgáló mikropénzügyi szektor, amit sokan az elmúlt 50-60 év legjelentősebb közgazdasági innovációjának tartanak. A mikropénzügyek szorosan összekapcsolódnak a szegénység elleni küzdelemmel, valamint más társadalmi és fejlesztéspolitikai kérdésekkel. A sikeres konstrukciók között kiemelt fontosságúak a csoportos hitelek, amelyek a Grameen kezdeti sikerét is biztosították, amikor tárgyi fedezet helyett kevésbé kézzelfogható fedezetre: a hitelfelvevők egymás előtti jó hírnevére, az egymás iránti bizalomra építettek.

A mikropénzügyi szektor statisztikái pedig egyértelműen bizonyítják, hogy nem csak a konstrukciók szellemes működési módja miatt van létjogosultsága a területen tevékenykedő intézményeknek. 2008-ban egyedül a Grameen Bank öt és fél milliárd ügyfelet szolgált ki, összesen 5,2 milliárd dolláros hitelportfóliót kezelve. A teljes piac méretét a 2002-es Microcredit Summit Campaign lekérdézése alapján 67,6 millió ügyfélre becsülik, akiket a Microfinance Information Exchange (MIX) honlapján szereplő adatok szerint 973 MFI (*microfinance institution*) szolgál ki. Az ügyfelek jelentős része a világ lakosságának legszegényebb rétegeiből kerül ki, a szegénységi küszöb alatt élőknek a jövedelemeloszlás szerinti alsó 50 százalékából. Így a becslések szerint 41,6 millió főt értek el a legszegényebb csoportokból az MFI-szolgáltatások. Az idézett számok komoly piacra utalnak, amit mi sem bizonyít jobban, mint hogy 2007-ben a Standard & Poor's az MFI minősítéséről szóló módszertant tett közzé. Ezzel lehetővé válik a szektor eredményeinek piaci szempontú, nyereségalapú értékelése, ami megkönnyítheti új befektetők belépését (Sengupta–Aubuchon [2008]).

Cikkemben a nemzetközi szinten dinamikusan bővülő irodalomnak és folyamatosan nyíló, új kutatási kérdéseknek egy kis szeletét – az alkalmazott csoportos konstrukciók egyes elemeit, illetve az azokat leíró elméleti munkákat foglalom össze. A tanulmány képet ad azokról az elméleti érvekről, amelyek a csoportos hitelek sikerét magyarázzák, valamint olyan versengő konstrukciókat is bemutatok, amelyek hasonló visszafizetési arányokat érhetnek el. A cikk felfogható egyfajta felsorolásként is, amely a csoportos hitelekben felhasználható konstrukciós elemek működését írja le, és ezzel programok tervezésekor is segítséget nyújthat. Először a csoportos hitelezés fogalmát, a konstrukció főbb elemeit ismertetem (1.1.). Az 1.2. fejezetben kapnak helyek azok a szerzők, akik a hagyományosan csoportos hitelezésnek tekintett, együttes felelősség mellett statikus modellekben vezetik le eredményeiket. Ezután az együttes felelősségen túlmutató, általában dinamikus modellek következtetéseit mutatom be (1.3.). Végül a 2. fejezetben a csoportos- és mikrohitelezés új irányai is helyet kapnak.

### **1.1. A csoportos hitelezés (*group lending*)**

Két egymással is versengő alapmodell az MFI-k szolgáltatásai között a csoportos hitelezés (*group lending*) és az egyéni hitelezés (*individual lending*). A hitelek, ezen belül pedig a csoportos hitelezés legsikeresebb alkalmazója, a Grameen Bank eredeti konstrukciójában ötfős csoportoknak adott hitelt. Azóta igencsak eltérő gyakorlatok terjedtek el, ezért egy-

értelmű meghatározás sincsen, de a leggyakrabban a következőkben ismertetett elemekből válogatnak az intézmények a group lending konstrukciók összeállításakor.

Ha a hitelt nem egyszerre, hanem egymás után kaphatják az ügyfelek, de csak a csoporttagok addigi pontos fizetése esetén, akkor szekvenciális hitelezésről (*sequential lending*) beszélünk. Az irodalom sokáig csak a következő megoldást tekintette a csoportos hitelezés szűken vett modelljének: a csoport tagjai, miután mindannyian felhasználták hiteleiket, együttesen felelősek (*joint liability*) a törlesztőrészlet pontos fizetéséért. Amíg egyetlen tag is tartozik, addig az egész csoportot nem fizetőnek (*default*) tekintik. Ezért az átmenetileg fizetéképtelen ügyfelek helyett a csoport többi tagja kénytelen kifizetni a törlesztést. A csoportos és egyéni hitelezésben egyaránt szereplő elem: ha az adós – esetünkben a csoport – bármely hitelét nem fizeti vissza, mindannyian elvesztik a jövőbeli hitelek lehetőségét (*contingent renewal*). A törlesztés mindig közösen, általában több csoport együttes találkozásán történik. Összegezve tehát, a csoportos hitelezés színes konstrukciókat tartalmazhat: a legszigorúbb, együttes felelősséggel megítélt hitelek mellett olyan egyéni felelősség melletti konstrukciókra is utalhat, ahol az adósok közös találkozókon, tréningeken egymás előtt fizetik be egyéni hiteleiknek éppen esedékes törlesztőrészleteit.

Az **egyéni hitelezést**, amely már a legtöbb MFI szolgáltatásai között szerepel, nem szükséges bemutatni; a kereskedelmi bankok gyakorlatához hasonlóan, az adós csak a saját hitelért felelős. Természetesen ebben a konstrukcióban is igaz, hogy a hitelt csak sikeres visszafizetés esetén lehet megújítani.

Az alapvető modellek, a csoportos vagy egyéni hitelezésből eredő különbségek mellett több közös pont minden intézmény működésében megtalálható. *Sinha* [2003] gyűjtötte össze azokat a jellemzőket, amelyekkel jó eséllyel minden MFI ügyfél találkozik.

- Eltérő az egyes intézmények gyakorlata abban, hogy engedélyezik-e a hitel fogyasztási célú felhasználását, de a legjellemzőbb, hogy induló vagy már működő mikroavállalkozások kaphatják forgóeszköz-finanszírozásra a megítélt összeget.
- A mikropénzügyek egyik nehézsége, hogy hagyományos, kereskedelmi banki szemléletben az ügyfelek nem hitelképesek, és fedezetük sincs. Így a mikrohiteleket az MFI-k fizikai fedezet nélkül nyújtják. Gyakori, hogy az adósok a futamidő alatt megtakarításokat is felhalmozhatnak, így utólagosan képződhet némi fedezet a hitelhez. Elterjedt – akár az egyéni, akár a csoportos konstrukciókban –, hogy egyfajta fedezetet az ügyfélnek a közösség előtti jó hírneve, szociális kapcsolatai nyújtanak. Ezek a bank számára tényleges, pénzzé tehető értékkel nem bírnak, de információ-tartalmuk fontos lehet a hitelezés során. Ami ennél is fontosabb: a fedezet nemcsak a visszanyerési rátát, de a visszafizetési hajlandóságot is növeli, mivel az adós számára értékes, így fél annak elvesztésétől. Ezért a bankok egyes esetekben olyan fedezetet is kérnek, ami csak az ügyfél számára értékes, az MFI nem juthat belőle értékelhető jövedelemhez, ám motivációs hatása a bank számára is kedvező. Ilyen lehet például a család egyetlen kecskéje, tehene, valamilyen számukra fontos bútordarab (Sengupta–Aubuchon [2008]).
- A hitelek összege sok esetben alacsonyabb, mint az igényelt összeg. De ismételt hitelfelvételnél alkalomról alkalomra növekvő. A hitelek tehát a korábbi teljesítmény függvényében megújíthatók. Az összeg megállapításának ilyenkor nem az adósnak

a hagyományos értelemben vett hitelképessége az alapja, hanem az addigi kapcsolat során kialakult adóstörténet.

- A kamatok a kereskedelmi bankok esetén tartalmazzák az intézmény profitját és az ügyfélen elszendvedhető, várható hitelezési veszteség kockázati felárát. Tehát a gyakorlat szerint a várható hitelezési veszteséget a megállapított kamat ellenárazza. Az MFI-k a kereskedelmi bankoknál magasabb várható veszteséggel néznek szembe, így kamatlábaik is nagyobbak. 2006-os adatok alapján 10 és 85 százalékos éves kamatlábak is előfordultak a különböző MFI-k kínálatában, de a tipikus értékek a 20–40%-os éves kamatlábak között voltak (*Rosenberg–Gonzalez–Narain [2009]*).
- Ha az adós egyszer nem fizeti vissza hitelét, az intézmény a jövőben nem hitelez többet.
- A kapcsolat korántsem csak a hitelezésre terjed ki. A hitel felvétele előtt gyakori, hogy tréningen vagy néhány foglalkozáson kell részt vennie az igénylőknek. Ilyen alkalmakkor a megvalósítandó projektet beszélheti meg a jövődöbéli adós a banki alkalmazottal, vagy vállalkozói ismereteit fejlesztheti. Ahol ez lényeges, ott a nők egyenjogúságáról, társadalmi problémákról is beszélgetnek a résztvevők.
- A hitel futamideje alatt is gyakoriak a találkozások. Heti, kétheti vagy havi rendszerességgel kell minden ügyfélnek beszámolnia az előrehaladásról, ugyanakkor az állandó összegű törlesztőrészletet be kell fizetnie. Leggyakrabban minimális türelmi idő van a futamidő kezdetén, de néhány héten belül az ügyfélnek el kell kezdenie a törlesztést. A futamidő általában nem haladja meg az egy évet.
- Ahogy a korábbiakban írtam, a hiteltörlesztéssel párhuzamosan sok esetben kötelező megtakarítások felhalmozása is. A tapasztalatok szerint az alacsony jövedelműek megtakarításaikat szeretik likviden tartani, mert rövid távú „jövedelmi sokkok” ellensúlyozására használják. Ezzel nincs teljesen összhangban, hogy egyes MFI-k gyakorlatában az így kialakuló tőkéhez egy-két évig nem nyúlhat az adós, így a futamidő alatt termel meg egyfajta fedezetet megtakarítások formájában a már aktuálisan meglévő hitelére.
- Ugyanakkor rendkívüli helyzetekre (baleset, betegség) vagy az életkorból adódó, nagyobb eseményekre (oktatás, esküvő, temetés) az adós éppen a közös megtakarítások alkotta tőkéből kaphat gyorssegélyt több intézmény gyakorlata szerint.
- A biztosítás – esetenként kötelező elemként – szintén megjelenik a szolgáltatások között, mivel éppen a legszegényebb háztartások sérülnek igazán a keresők kiesése, a termelőeszközök megsemmisülése esetén.

A felsorolás egyes elemei könnyen felismerhetők a minden MFI-nél mintaként számon tartott Grameen Bank konstrukciójában. A csoportos hitelezés konstrukciójában a bank ügyfelei ötfős csoportokat alkotnak, ahol a csoporttagok kiválasztását a bank az ügyfeleire bízta. A feltétel csupán annyi, hogy mindannyian ugyanabból a városból érkezzenek, de közeli rokonok nem kerülhetnek ugyanabba a csoportba. A bangladesi normáknak megfelelően a nők és férfiak szintén elkülönülnek. Ezt követően mindannyian heti tréningeken vesznek részt, ahol a bank munkatársai felkészítik őket a finanszírozandó vállalkozás vezetésére. Az ügyfelek már a tréning időtartama alatt minden héten kötelezően megtakarítanak egy-egy kisebb összeget. Ha túljutottak a képzésen, a csoportból ketten megkapják a

megítélt hitelösszeget. A futamidő az összeg nagyságától függően változik – általában egy-éves –; a törlesztés (tőke és kamat egyszerre) heti rendszerességgel a csoport összejövetelein történik. Ha a törlesztés a szerződésnek megfelelő, akkor a csoport további két tagja kapja meg a hitelt; az ötödik résztvevő csak majd egy harmadik időpontban jut a kért összeghez. Ha a csoport egy tagja nem tudja kifizetni a törlesztőrészt, a teljes csoport nem fizetőnek minősül, így a jövőben a Grameen Banktól nem jutnak hitelhez (Ghatak–Guinanne [1999]).

A csoportokat a bank nagyobb egységekbe, centrumokba (*center*) tömöríti, amelyeknek az elsődleges feladata a csoportalap (*group fund*) és a rendkívüli alap (*emergency fund*) kezelése. A csoportalap tőkét a tréning ideje alatt kezdődő, kötelező megtakarítások, a hitel folyósításakor felszámolt, egyszeri 5%-os folyósítási díj, valamint a szabályok megszegéséért járó esetleges büntetések alkotják. Ez a tőke fedezhet olyan hiteleket, amelyeket a tagok rendkívüli családi eseményekre, temetésekre vagy esküvőkre használhatnak fel. A rendkívüli alap pedig a törlesztőrészletben megjelenő kamatfelár egy részéből képződik, és egyfajta biztosításként működik; például természeti csapások esetén vagy az ügyfél halála esetén használható fel. Ez a két alap együttesen alkalmas arra, hogy a nem fizetők által okozott veszteséget fedezzék, ha az adott csoport tagjai már nem képesek erre (Ghatak–Guinanne [1999]).

A bemutatott gyakorlat, a felsorolt elemek egyes kombinációi sikeres, esetenként fenntartható működést és hitelezést tesznek lehetővé számos MFI esetében. Az 1. táblázat néhány ismert intézmény eredményességére vonatkozó adatokat tartalmaz, az 1. ábra pedig a hitelkockázatból adódó veszteségeket ismerteti a világ különböző térségeire lebontva.

1. táblázat

## Összefoglaló adatok néhány ismert MFI-re vonatkozóan

	Grameen Bank, Bangladesh	Banco Sol, Bolivia	Compartamos, Mexikó	Enterprise Development Group, Washington D.C.
Alapítás éve	1983	1992	1990	1993
Tagok száma	6 948 685	103 786	616 528	250
Átlagos hitel mérete (USD)	69,00	1 571,00	440,00	22 285**
Nők aránya a portfólión belül	96,70%	46,40%	98,40%	30%
Csoportos konstrukciók	+	+	+	-
Fedezetigény	-	-	-	-
Portfolio-at-risk	1,92%	2,91%	1,13%	NA
ROE	1,95%*	22,81%	57,35%	NA
Működési hatékonyság	102,24%	120,09%	181,22%	53%**

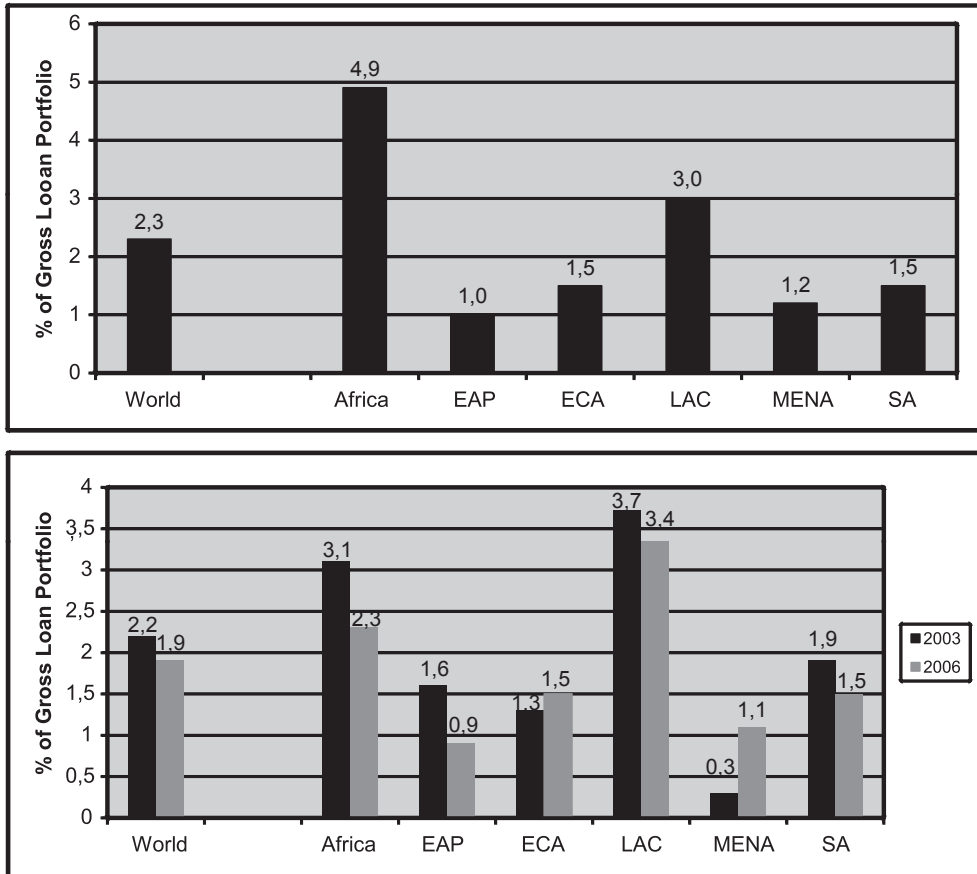
Forrás: Sengupta–Aubuchon [2008], 15. o.

Megjegyzés: \*2005. 12. 31., \*\*2004.



1. ábra

Az MFI-k veszteségei a bruttó portfólióérték százalékában



Forrás: Rosenberg–Gonzalez–Narain [2009], 12–13. o.

Jelölések: EAP – Kelet-Ázsia és Óceánia; EECA – Kelet-Európa és Közép-Ázsia; LAC – Latin Amerika és a karibi térség; MENA – Közel-Kelet és Észak-Afrika; SA – Dél-Ázsia; SSA – Észak-Afrika kivételével Afrika többi része

A továbbiakban a mikropénzügyek és csoportos hitelezés irodalmának olyan főbb elméleti munkáit ismertetem, amelyek magyarázatot nyújtanak arra, hogy miért működhet sikeresen egy eredetileg hitelképtelennek tartott réteg hitelezése és folyamatos banki kiszolgálása.



## 1.2. A csoportos hitelezés egyperiódusú modelljei

Az irodalom bemutatásának rendezése az egyéni hitelezési szituációban fellépő piaci kudarcok alapján történik, mivel az egyes szerzők abban látják a csoportos hitelek sikerének kulcsát, hogy a fent felsorolt piaci kudarcok közül képesek-e legalább egyet sikeresen kezelni vagy csökkenteni. *Stiglitz* [1990] a monitoring problémáját fűzi az alábbi felsoroláshoz, amely *Ghatak* és *Guinnane* [1999] alapján négy további piaci kudarcot ismertet.

- **Kontraszelekció (adverse selection):** a piacon jelenlévő alacsony és magas kockázatú hitelgénylők megkülönböztetése nehézkes, ami akár a piac összeomlásához is vezethet (l. még *Akerlof* [1970], *Tirole* [2005]).
- **Monitoring:** az ügyféllel való folyamatos kapcsolattartás és ellenőrzés segítheti, hogy a bank folyamatosan informálódjon ügyfele aktuális teljesítményéről. Kisméretű hitelek esetén ez a monitoringtevékenység kapacitáshiány és a rendkívül magas átlagköltség miatt nehezen kivitelezhető (*Stiglitz* [1990]).
- **Erkölcsei kockázat (moral hazard):** a hitelfelvétel után bizonytalan, hogy a vállalkozó a hitelt a projekt céljaira, a teljes nettó jelenérték növelésére használja-e fel.
- **Auditköltségek (auditing costs):** ha a hitelfeltevő csődöt jelent, a hitelezőnek költséges lehet meggyőződni a projekt tényleges eredményességéről.
- **Kikényszeríthetőség (enforcement):** ha a hitelfeltevő nem hajlandó fizetni – különösen a szegény, tulajdonnal nem rendelkező ügyfél –, a bank nem tudja erre kényszeríteni.

Hasonlóan pontokba szedve, az irodalom a következő általános válaszokat tartja számon a fenti piaci kudarcokra (jóllehet, az egyes kérdésekben nem egységes a szerzők véleménye):

- **Hitelgénylők előzetes felmérése (screening):** a helyi társadalomban és közösségekben mindenki számára rendelkezésére álló információk alapján a hitelgénylők általában jobban képesek felmérni társaik hitelképességét, mint a bankok.
- **Csoportok kialakulása (peer-selection):** a hitelgénylők egymás előzetes felmérése után csoportokba rendeződnek. Több szerző állítja, hogy az így kialakuló csoportok hitelkockázati szempontból homogének – azaz a kockázatos ügyfél a kockázattal, a jó ügyfél pedig a jó ügyféllel alkot közös csoportot –, ezért a bank számára is egyszerűbb az ügyfelek elkülönítése.
- **Csoporttagok egymás közti monitoringja (peer-monitoring):** a csoporttagok egymás tevékenységéről a hasonló életvitel, a közös faluközösség miatt eleve értesülnek, illetve ezt a spontán információszerzést az együttes felelősség tervezetté teszi.
- **Csoportnyomás (group pressure):** a nem fizető ügyfél együttes felelősség esetén a többi csoporttagra hárítja a törlesztés terhét, amit a csoport, de akár a helyi közösség is társadalmi szankciókkal büntethet.
- **Erkölcsei kockázat (moral hazard) csökkenése:** a sikeresebb monitoring, valamint a hatékonyabb kikényszeríthetőség csökkenti a morális kockázatot.

*Ghatak* és *Guinnane* [1999] említi még lehetséges szempontként a tranzakciós költségek csökkenését csoportos hitelezés esetén, amit például *Hulme* és *Mosley* [1996] használ fel. De *Ghatak* és *Guinnane* szerint csak hasonló tevékenységet, hasonló növekedési lehetősé-

geket és jövedelemszerkezetet mutató, ugyanazon földrajzi területen megvalósuló projektek esetében szerepel az előnyök között a tranzakciós költségek csökkenése; ekkor az ő érvelésüket egészíti ki. Ellenkező esetben az állítás megkérdőjelezhető, ezért a fenti felsorolásban sem szerepel. A továbbiakban a felsorolt öt jelenség alapján rendszerezem az egyes szerzők eredményeit.

Az ügyfelek előzetes felmérésére vonatkozó állítás elméleti modellje nem terjedt el az irodalomban, általában a jó és rossz ügyfelek elkülönülésére vonatkozó modellekben kap szerepet.

A homogén kockázatú csoportok kialakulásának ellenben igen széles tábora van. Az irodalmi összefoglalók egytől egyig Stiglitz és *Varian* 1990-es munkáival kezdődnek; ők mutatták be, hogy az aszimmetrikus információból adódó morális kockázat kezelhető, ha az együttes felelősséget a bank beépíti a szerződésbe. A homogén kockázatú csoportok gondolata is náluk jelenik meg először, a „jó” és „rossz” ügyfelek elkülönítését a bank helyett az együttes felelősséget viselő ügyfelek saját érdekükben elvégzik. Ghatak [1999] önálló és Guinnane-nal közös munkái is hasonló eredményt mutatnak, amit Morduch [1999], valamint *Gangopadhyay*, Ghatak és *Lensink* [2001] is megerősít. (Az utóbbi szerzőhármast *Fedele* [2005] idézi, továbbá *Armenariz de Aghion* és *Gollier* [2000] is publikált hasonló következtetéseket.

Ekkor a banknak már csak a homogén csoportok közül kell választania. Ezt megteheti úgy, hogy eltérő kamatláb mellett hitelez különböző ügyfeleinek. Ekkor magas mértékű egyetemleges felelősség és alacsony kamatláb mellett a „jó” adósok vesznek fel hitelt, a kockázatos projektek megvalósítói pedig alacsony egyetemleges felelősséggel és magas kamatlábon jutnak finanszírozáshoz. *Fedele* [2005] levezeti, hogy az ilyen hitelezés valóban szeparáló egyensúlyhoz vezet a piacon. A piacösszeomlás lehetősége tehát csoportos hitelezéssel megakadályozható, mivel a bank arra ösztönzi ügyfeleit, hogy az egymásról rendelkezésre álló, számára rejtett információt felhasználják, implicit módon a finanszírozó előtt is kinyilvánítsák.

Azonban *Sadoulet* [1999; 2002], valamint *Sadoulet* és *Carpenter* [2001] állítja, hogy a hitelígénylők heterogén csoportokba rendeződnek, ami egyfajta biztosításként, illetve diverzifikációként jelenik meg a felek számára. *Chowdhury* [2006] munkája látszik megoldani a kérdést, aki többperiódusú modelleket alkalmazva arra jutott, hogy magas diszkontfaktor, azaz alacsony kamatláb esetén a homogén csoportok vonzóak a szereplők számára, ellentétes esetben pedig heterogén csoportok létrejötte várható.

**A csoport összetétele és a csoportok megalakítása** elsődleges a hitelprogram sikeressége szempontjából, mivel a többi piaci kudarc megoldása feltételezi a résztvevők közötti ismeretséget, szorosabb társadalmi kapcsolatot. Ezért kapcsolódik a homogén csoportok felvetéséhez, hogy milyen módon alakulnak meg az együttes felelősséget viselő csoportok. A szerzőknek többnyire egybehangzó véleménye, hogy hiba, ha a hitelező adminisztratív módon csoportokat alkot, és az itt ismertetett, spontán mechanizmus működését megakadályozza. Mindez természetesen feltételezi, hogy a hitelígénylők egymásról megfelelő információval rendelkeznek, ami általában a kis falusi közösségek jellemzője (Ghatak és Guinnane [1999]). *Kevane* [1996] hivatkozása szerint az általa megvizsgált programok (Burkina Faso) kudarcát az magyarázza, hogy a csoportokat a hitelügyintézők alkották. Ugyanakkor a csoporttagok közötti túl erős társadalmi kötések is kerülendők: családtagok,

egy háztartásban élők közös csoportba sorolása alacsonyabb visszafizetési rátákhoz vezetett az esetleges összejátszások miatt *Ahlin és Townsend* [2003] cikke szerint. Mindeközben a csoport összetétele, az előzetes ismeretségek szerepe kevésbé hangsúlyos Armendariznál [2000], aki szerint városi környezetben is működhetnek csoportos hitelprogramok, ha létezik olyan mechanizmus, amellyel a „jó” ügyfeleket is a piacra vonzzák. Ennek az eszköze lehet például az alacsony kamatláb. Igaz, a túlzottan alacsony kamatláb az intézmény fenntarthatóságát veszélyeztetheti (*Ross és Savanti* [2005]). A csoporttagok kiválasztása és a köztük lévő kapcsolatok szorossága, minősége a csoportos hitelezés és a társadalmi tőke kapcsolatát vizsgáló írásokhoz vezetne el, amelyek már nem tartoznak a cikk fókuszába.

Miután a hitelgénylőkből megalakult a csoport, a mikropénzügyi intézmény folyósítja a hitelt, és az adósok a hitelgénylőskor megadott célra fordítják azt. Sok intézmény a hitelfelvő családi vállalkozásának forgóeszköz-finanszírozására nyújtja a hitelt, de előfordulhat a fogyasztási célú hitelfelvétel (*Amendariz de Aghion és Morduch* [2005]; *Giné, Jakiela, Karlan és Morduch* [2006]). Az első esetben a bank **erkölcsi kockázattal** szembesül: a hitelfelvő a vállalkozást és a visszafizetést nem szolgáló, egyéb tevékenységekre is fordíthatja a kapott összeget. Ennek a jelenségnek az elméleti levezetésével találkoztunk Ghatak és Guinnane [1999] egyik modellváltozatában. Az ő eredményük szerint az erkölcsi kockázat problémája a csoporttagok közti monitoringgal megoldható. A modell bizonyítja, hogy jobb visszafizetési ráták érhetők el csoportos hitelezéssel, mint egyénivel, de az együttes felelősség nem önmagában működik; a stratégia közös meghatározása is szükséges feltétele a magas visszafizetési aránynak. Abban az esetben, ha a két hitelfelvő csak adott költségen tudja megfigyelni, hogy partnerük vajon a közösen meghatározott erőfeszítés szerint dolgozik-e, akkor is lehetséges, hogy a csoportos hitelezés kedvezőbb az egyéni hitelezésnél. Ennek feltételét Ghatak és Guinnane szintén levezeti: legyenek elég erősek a nem kooperáló partnerrel szembeni társadalmi szankciók, vagy a monitorozás költsége legyen alacsony. Az erkölcsi kockázat tárgyalása Stiglitznél [1990] és Variannél [1990] is megtalálható, a legtöbb irodalmi összefoglaló tőlük eredezteti ennek a szempontnak a levezetését.

A morális kockázathoz kapcsolódó, járulékos téma a hitelgénylők projektjeinek kockázatosága. Stiglitz [1990], Sadoulet [2002] valamint Giné, Jakiela, Karlan és Morduch [2006] is arról ír, hogy az együttes felelősség az egyéni hitelek esetében választott stratégiához képest csökkenti a résztvevők **kockázatvállalási kedvét**. A biztonságosabb projektek egyben kedvezőbb visszafizetési rátákat is jelenthetnek, ugyanakkor az adósok az alacsonyabb kockázattal alacsonyabb várható jövedelem mellett kötelezik el magukat. Giné, Jakiela, Karlan és Morduch [2006] egyenesen úgy látja, hogy a kockázatvállalás szintje szuboptimális: a hitelfelvők túlzottan a biztonságos projektekre koncentrálnak. Így elmondható, hogy a bank pénzügyi való hazardírozást, az extrém kockázatvállalást mint a morális kockázat megjelenési formáját – amely egyéni esetben fedezet hiányában előfordulhat – a csoportos hitelek csökkentik, ám a csökkenés mértéke túlzott, már szuboptimális.

A morális kockázat feloldása minden szerzőnél a csoporttagok között lehetséges költségmentes vagy alacsony költségű **monitoringgal** magyarázható. A monitoring csoportos hitel esetén a hitelezőtől – aki ebben a tevékenységgel kudarcot vallana – átkerül az adóstársakhoz, akik ezt a hitelezői feladatot átveszik.

Stiglitz a *World Bank Economic Review*-ban megjelent „*Peer monitoring and credit markets*” című, 1990-es cikkében elsősorban arra a kérdésre keresi a választ, hogy az együt-

tes felelősség haszna, a csoporttagok egymás közötti monitoringja ellensúlyozza-e a várható többletköltségeket, a társak nemfizetése esetén érvényesülő együttes felelősséget. A válasz szerint kisebb mértékű együttes felelősség mellett érdemes a kis kockázatú ügyfeleknek csoportos hitelt felvenniük, mert összességében nyernek a hitelszükségesség csökkenése, azaz az elérhető magasabb hitelösszezből származó haszon révén.

Az eddig hivatkozott Stiglitz, Varian, Ghatak és Guinnane munkáin kívül a *Banerjee, Besley és Guinnane* [1994] hármas viszonylag régebbi írása megkerülhetetlen a témában. Eredményük szerint a csoportos hitelezés a tagokat az egymás közti monitoringra ösztönzi. Fontos kiemelni – ahogyan Karlan [2004] is megteszi –, hogy a monitoring önmagában csak egy lehetőség. Annak a lehetőségét hordozza, hogy a csoport tagjai az egymásról eleve meg-lévő, valamint a futamidő alatt gyűjtött információk alapján el tudják dönteni, kit „kell” megbüntetni. Tehát a monitoring csak akkor oldja meg az erkölcsi kockázatot, ha hihető és elretentő szankciók társulnak hozzá. A monitoringgal magyarázható, hogy az irodalom beszámol olyan esetekről, amikor az önhibáján kívül fizetésképtelen társat a csoport nem bünteti meg.

Karlan [2004] nyomán: ténylegesen a monitoringot követő **szankciók** oldják meg az erkölcsi kockázat problémáját. A szankció Ghatak és Guinnane [1999] levezetése szerint olyan legyen, hogy az adóstársak számára már a viselkedés kiválasztásakor legyen magas a várható értéke a büntetésből származó kényelmetlenségeknek. Ugyanakkor a gyakorlatban előfordulhat, hogy a csoporttagoknak kellemetlen társaik megbüntetése, a helyi társadalmi normákkal nem illik össze. Ghatak és Guinnane [1999] egy 1894-es példát említ Írországból, ahol a hitelkonstrukció tagjai nem büntették egymást a program szabályzatába ütköző viselkedésért. Chowdhury [2006] dinamikus modellje szerint a büntetést várhatóan akkor hajtja végre a közösség, ha a nemfizetés „biztonságos” társak hitelét is veszélyezteti.

### 1.3. A csoportos hitelezés többperiódusú modelljei

A csoportos hitelezés a megfelelő konstrukciós elemekkel nemcsak a banknak jelent magasabb visszafizetési rátát, hanem az ügyfeleknél is magasabb nettó pénzáramlás marad, ahogy *Lublóy, Tóth és Vermes* [2008] modelljében kidolgozta. Mégis elgondolkodtató az a tény – amelyre egyetlen, a csoportos hitelezést kritizáló szerző sem felejt el hivatkozni –, hogy a Grameen Bank, amelynek a neve a csoportos hitelekkel jelentett egyet, 2001-ben rugalmasabbá tette hitelkonstrukcióját, és a szintén bangladesi ASA Grouphoz vagy az indonéziai Bank Rakyat Indonésziához hasonlóan olyan portfóliót is kialakított, amely a dinamikus ösztönzők megőrzése mellett feladja az együttes felelősség alkalmazását. A Grameen példája jól illeszkedik ahhoz a tendenciához, amely szerint a csoportos hitelek mellett a korábrinál jóval nagyobb arányban kínál a piac egyéni szerződéseket is.

Kimondatlanul is az a meggyőződés húzódhat mögött, hogy a legszegényebb rétegek, amelyeknek a felemelkedését szolgálja a mikropénzügyi piac, csoportos hitelek esetén egy-ségnyi hitelhez csak túlzottan magas áron juthatnak hozzá.<sup>4</sup> A megszokott érvek – hogy

<sup>4</sup> Ezen a ponton fontosnak tartom a csoportos hitel fogalmának felelevenítését. Bár csoportos hiteleknek lényegi és gyakori eleme az együttes felelősség, de ez nem az egyetlen alkotóeleme a konstrukciónak, gyakran egészül ki dinamikus ösztönzőkkel. Így félrevezető a csoportos hitelek bírálatában kizárólag az együttes felelősségre koncentrálni. Ugyanakkor a csoportos megoldások kiemelt eleme az együttes felelősség; az egyedi hiteleknek a csoportos konstrukciókkal szemben mutató, lassú térnyerése az együttes felelősség elhagyásával magyarázható.

a gyors és viszonylag biztos hitelért megéri megfizetni ezeket a magas költségeket – nem eléggé nyomósak, mivel a csoportos hitelprogramoknak legtöbbször nem az olcsóbb egyéni hitel, hanem a drágább uzsorahitel vagy a hitel nélküli működés az alternatívája. Az együttes felelősség, a konstrukciók egyik központi eleme igencsak eltérő eredményességgel működött programról programra, miközben egy nem fizető társ a saját hitelt terhelő kamatok mellett újabb terhet ró a résztvevőkre. Nem meglepő hát, hogy óriási vitákat vált ki: az együttes felelősség alkalmazása előnyös, vagy egyáltalán szükséges-e?

A kapcsolódó irodalom két központi kérdés köré szerveződik. Elsőként: melyek azok az elengedhetetlen elemei a csoportos hiteleknek, amelyek sikeressé teszik az együttes felelősség mellett működő programokat? Másodszer pedig a legtöbb szerző – akár empirikus, akár elméleti szinten – arra keresi a választ, hogy az együttes felelősség kiiktatásával milyen konstrukciók mellett lehetséges a csoportos hitelezésben alkalmazott ösztönzők megőrzése. A két kérdésre adott válaszok, amelyeknek a pénzügyi fenntarthatóság szempontjából is kielégítőnek kell lenniük, többé-kevésbé fedik egymást. Az itt bemutatott válaszok a korábban hivatkozott munkákon túlmutatnak, aminek az a magyarázata, hogy dinamikus keretek között modellezik a vizsgált problémát, és kétperiódusú modelleket építenek fel. A következő oldalakon ezt a gondolatkört ismertetem a fontosabb szerzők munkáira hivatkozva.

Chowdhury [2005] a szekvenciális hitelezés és a finanszírozói monitoring szerepét emeli ki. Véleménye szerint e két ritkán hivatkozott szempont, amely a Grameen Bank gyakorlatában is jelen van, lényeges eleme a bank sikerének. A szekvenciális hitelezésnek megfelelően a Grameen ötfős csoportjaiból elsőként csak két fő jut hitelhez, majd néhány hét múlva újabb kettő, végül az utolsó csoporttag is – feltéve, ha időközben a társai pontosan elkezdték fizetni a részleteiket. A hitelezői monitoring pedig a futamidő előtti tréningeken, majd a futamidő alatti heti találkozókra valósul meg.

Az elemző szerint az egyéni felelősség alkalmazásának feltétele – ahogyan más szerzőknél is szerepel –, hogy alacsony legyen a hitelező monitoringköltsége. A csoportos hitelek alkalmazásánál arra hivatkoznak a szakemberek, hogy a résztvevők egymás közti monitoringja a banki monitoring költségeinél olcsóbb, ám Chowdhury [2005] alapján ez egyáltalán nem jelenti azt, hogy az az optimális szinten fog megvalósulni. Modelljében levezeti, hogy az ügyfelek egymás közti monitoringja szuboptimális szinten valósul meg, ezért azt kiegészítve, a hitelező monitoringjára is szükség van. A túl alacsony intenzitású monitoring elkerülhető, ha a bank a szekvenciális hitelezést önállóan, vagy az együttes felelősséget és a banki monitoringot egyszerre alkalmazza. A szekvenciális hitelezést önállóan felhasználva, alacsonyabb visszafizetési ráták várhatók, amelyek természetesen javíthatók azzal, ha az együttes felelősséget beépítik a konstrukcióba. Az együttes felelősség tehát az idézett szerző szerint nem az egyetlen útja a monitoringra való ösztönzésnek; a morális kockázat problémáját igazán csak a szekvenciális hitelezéssel együtt oldja meg.

Chowdhury [2005] saját eredményeit három normatív javaslatban foglalja össze, amelyekkel operatív segítséget kíván nyújtani a csoportos hitelkonstrukciók megalkotásához:

- A csoportos hitelek szekvenciális hitelezésre vagy együttes felelősségre és hitelezői monitoringra épülhetnek. Ha feltételezhető, hogy a megvalósuló monitoring szintje alacsony lenne (például a csoporttagok közti túl laza kapcsolatháló miatt, lásd korábbi hivatkozások), akkor az együttes felelősség önmagában alacsony visszafizetési rátákat eredményez, a program összeomlását okozhatja.

- Ha viszonylag magas a morális kockázattól független, üzleti kockázathoz köthető csődök aránya, akkor az együttes felelősség túl magas költséget ró a szereplőkre, és elveszti ösztönző hatását. Ezért a csoportos hitelprogram csak a szekvenciális elemet tartalmazza.
- Ha – az előző ponttal ellentétben – a nem szándékos csődök száma alacsony, akkor pozitív ösztönző hatásai miatt az együttes felelősség alkalmazása is javasolt a csoportos konstrukciókban.

Chowdhury egy későbbi, 2006-os munkájában – több szerzőhöz hasonlóan – kiterjeszti a korábbi modellek által használt, egyetlen periódust, és két periódus alkalmazásával dinamikussá teszi elemzését. A beépített dinamikának köszönhetően, eredményeinek komoly újdonságértéke van a modellezésben; jóllehet, eredményei intuitive nem meglepők. Korábbi cikkével ellentétben, a szekvenciális hitelezés mellett a feltételes hitelmegújítás szerepét is vizsgálja, ezúttal a homogén csoportok kialakulásában és a csoporttagok egymás közti monitoringját illetően. Abból indul ki, hogy az egyperiódusos modellben az együttes felelősség az egyetlen olyan eszköz, amely lehetővé teszi, hogy az egyéni nemfizetés a csoport többi tagjára is hatással legyen. De dinamizálva a játékot, lehetőség nyílik a feltételes hitelmegújítás és a szekvenciális hitelezés elemzésére, amelyek az együttes felelősség nélkül is azt eredményezik, hogy az egyedi csődök csoportszintű következménnyel járnak.

Az idézett tanulmány szerint homogén csoportok esetén a csoportos hitelezés alacsony költséggel teszi lehetővé a banknak, hogy az egyes csoportok kockázatosságát felderítse. A szekvenciális hitelezést alkalmazva: elegendő egyetlen csoportagnak hitelt adni, aki fizetési szokásaival egész csoportjának tulajdonságait felfedi. Az irodalomban nem tisztázott, homogén csoportképződést Chowdhury [2006] dinamikus keretben, elegánsan oldja meg: feltételes hitelmegújítás mellett a magas diszkontfaktor vonzóvá teszi a jövőbeli lehetséges hiteleket, ezért a biztonságos ügyfelek saját fajtájukkal alkotnak csoportot, míg a kockázatos ügyfelek már csak egymás közül válogathatnak. A magas kamatláb – tehát alacsony diszkontfaktor – erősen gyengíti a feltételes hitelmegújítás ösztönző hatását, ekkor heterogén csoportok kialakulása várható. Ilyenkor a bank nem használhatja a csoportos konstrukciót az ügyfelek fizetési szokásainak olcsó felmérésére. E modellnek fontos eleme a szekvenciális hitelezés, hiszen az adott perióduson belüli ösztönzőként működik. Mivel a hivatkozott szerző csak két periódust vizsgál – ezért eredményének érvényessége korlátozott lehet –, csak ezzel a feltétellel tudja biztosítani azt, hogy a második periódusban lévő, a modellben újabb hitelt már nem igénylő csoportokban is ösztönözze a bank a résztvevőket a visszafizetésre.

A modellben azonban nem egyértelműen pozitív a feltételes hitelmegújítás szerepe. Alkalmazása kizárólag akkor célszerű, ha a diszkontfaktor, amelyet a hiteligenyölők saját pénzáramlási diszkontálására használnak, elég magas. A szekvenciális hitelezéssel együtt alkalmazni ugyancsak akkor célszerű, ha a diszkontfaktor értékei magasak; ellenkező esetben a szekvenciális hitelezés önálló alkalmazása javasolt. Ha egy konstrukciónak egyedüli eleme a feltételes hitelmegújítás, az könnyen a portfólió felhígulásához (*collusion*) vezethet.

Szintén dinamikus modellt dolgozott ki de Aghion és Morduch [2000], akik a hitelmegújítás szerepére koncentráltak. Megállapították, hogy egyéni hitelezés esetén a banknak célszerű maximálisan kiaknáznia a feltételes hitelmegújítás lehetőségét, tehát nemfizetés esetén



egyetlen esetben se nyújtson hitelt, a sikeres ügyfeleknek pedig egyre növekvő összegeket folyósítson. Ezzel Chowdhurytól eltérő eredményre jutottak. Modellszintű következtetéseik azért is elgondolkodtatók, mivel a feltételes hitelmegújítás szankciójának komolyságát a piacon jelenlévő, versengő MFI-k vagy más, elérhető finanszírozási formák erősen gyengítik. Ezt ők maguk is említik. (Az MFI-k piacán lévő verseny hatásairól lásd részletesen: *McIntosh és Wydick* [2005]). Kapcsolódó javaslatuk – a további szankciók bevezetése – már csak azért is szükséges az ösztönzők megőrzéséhez, mivel a páros kétperiódusú modellt alkotott, ezért az, ha a második periódusban csupán a további hiteleket függesztik fel, nem túl fenyegető. Ahogy orosz és albán példán bemutatták, a tárgyi fedezet lehet ez a megfelelő, pótlólagos szankció.

Nem véletlen, hogy egyéni felelősségre épülő modellt épített a két szerző, mivel a csoportos felelősség előnyeit levezető modellek absztrakt feltételeit (például egy periódus) nem tartják valószerűnek, ezért elvetik annak alkalmazását. Javaslatuk szerint az együttes felelősség elhagyásával, egyéni felelősség mellett érdemes a jövőben a csoportos konstrukciókat kiépíteni. Véleményük szerint öt pontban foglalhatók össze a csoportos hiteleknek az együttes felelősségtől független előnyei:

- A közös csoporttalálkozók nyilvánossága előtt a nem fizető adósok ugyanúgy megszégyenülnek, mint együttes felelősség esetén. A jó hírnév védelme ösztönzőként tehát továbbra is megmarad.
- Logisztikai szempontok alapján (egy időben, egy helyen sok ügyfél) hatékonyabb lehet az ügyféllel kapcsolatot tartók beszédre irányuló munkája.
- A csoporttalálkozók a banki munkatárs továbbra is fontos informális információkhoz juthat, miközben az egyes résztvevők eredményeit közösen megbeszélik.
- A vállalkozás ügyeiben gyakorlatlan ügyfelek pedig társaiktól és a banktól is tanácsokat, segítséget kaphatnak a találkozókön. Csoportok részére könnyebb a tréningek szervezése is.
- Végül a csoportos hitelekkel a bankok olyan ügyfeleket is elérhetnek, akik egyéni hitelek esetén nem nyilvánítanák ki hitel iránti keresletüket. Különösen a nők körében fontos, hogy egymást bátorítva, közösen keressék fel a bankot, és ne egyedül nézzenek szembe a hitelfelvétel esetleges nehézségeivel. A nők elérése pedig a szociális megfontolásokon túl is fontos, mivel jelentősen javítja a hitelek visszafizetési arányát, ha a nők nagy arányban szerepelnek a portfólióban.

*Guttman* [2007] cikkében Chowdhuryhoz és a de Aghion–Morduch pároshoz hasonlóan, dinamikus modellt alkotott, amelyben – akárcsak Chowdhury [2006] – ő is a csoportok homogenitását vagy heterogenitását vizsgálja. Eredményei szintén cáfolják, hogy a csoportos hitelezésben alkalmazott, együttes felelősség minden körülmények között homogén csoportok kialakulásához vezet. Egyszeri, egyperiódusos modellben egyetlen Ghat [1999; 2000] és *Van Tassel* [1999] eredményével, de dinamikus, kétperiódusos keretben, ahol megjelenik a feltételes hitelmegújítás is az együttes felelősség mellett, a jó és rossz ügyfelek elkülönülése nem feltétlenül valósul meg. Magas projektjövédelmek, alacsonyabb fokú együttes felelősség mellett éppenséggel a Sadoulet-féle [1999], keresztbiztosításként működő, heterogén csoportokat kap eredményként. A magyarázat, hogy a jövőbeni hitellehetőségek elvesztése nagyobb valószínűséggel leselkedik a kockázatos, „rossz” ügyfelekre, ezért számukra na-

gyobb érték egy biztonságos, „jó” partner. Így többet hajlandók fizetni egy „jó” partnernek azért, hogy egy csoportba kerüljenek vele, mint egy biztonságos ügyfél, aki saját, magas siker valószínűsége miatt jobb eséllyel jut a jövőben is finanszírozáshoz.

## 2. KÖVETKEZTETÉSEK

A cikkben a csoportos hitelkonstrukciók elméleti modelljeit ismertettem. A kiindulópont: igen nagy arányú a világ népességén belül az a réteg, amely nem fér hozzá a hagyományos bankok szolgáltatásaihoz, és nem képes kitörni a mélyszegénységből. Az őket sújtó hitel-szűkösség a hitelezési piac komoly kudarcának tekinthető. A mikropénzügyek eredményei tették lehetővé, hogy a legszegényebb rétegek is banki kiszolgálásban részesüljenek, és ezzel feloldódjon egy addig kezelhetetlennek tartott piaci kudarc.

Az 1990-es években megjelenő irodalom főként egyperiódusú modelleket tartalmaz; általában a hitelezési szituációhoz, valamint a szegények hitelezéséhez kapcsolódó piaci kudarcok alapján rendszerezhető. Ezen szerzőknek az a legfontosabb állítása, hogy a kontraszelekción, a monitoring és kikényszeríthetőség hiánya, valamint az erkölcsi kockázat az együttes felelősség alkalmazásával megszüntethető vagy csökkenthető.

Az elmúlt néhány évben született munkák már többperiódusú modelleket tartalmaznak. Megszűnt az együttes felelősség témájának egyeduralkodó szerepe; a szekvenciális hitelezés, a feltételes hitel megújítás is az előbbivel egyenrangú konstrukciós elemmé vált. A kutatások alapkérdése is megváltozott. A „*miért működik az együttes felelősség*” helyett a „*mivel helyettesíthető az együttes felelősség*” az új kutatási irány a csoportos hitelezésben.

Az irányváltás az MFI-k kínálatának átalakulásával magyarázható, ahol a csoportos hitelek térvesztése figyelhető meg az egyéni hitelekkel szemben. Ugyanakkor *Vigenina* és *Kritikos* [2004] empirikus kutatásainak alapvető fontosságú üzenete, hogy az együttes és egyéni felelősség két egymást követő hitelezési technika, ezért amíg vannak egyéni felelősség mellett nem hitelezhető ügyfelek egy piacon, vagy olyan MFI-célcsoport, amely szívesebben választja a csoportos felelősség szerinte biztonságot adó módját, addig az együttes felelősség a szegénység elleni küzdelem és felemelkedés kulcsfontosságú eszköze. Ezért is tartottam fontosnak, hogy magyar nyelvű összefoglaló szülessen a csoportos hitelek elméleti modelljeiről.

A cikkben bemutatott, elméleti eredmények alkalmasak arra, hogy a csoportos hitelkonstrukciókat alkalmazó intézmények sikereit magyarázzák. De a statisztikák alapján a csoportos hitelek a magas visszafizetési ráta helyett rendkívül alacsony eredményességhez is vezethetnek. Azokat a tényezőket, amelyek a sikeres és sikertelen csoportos hitelek megkülönböztetik egymástól, csak részben képesek meghatározni az itt bemutatott modellek. Ezért az egyes konstrukciós elemek értékeléséhez elengedhetetlen az egyre gazdagodó empirikus kutatások feldolgozása is, amely joggal lehet egy következő szakirodalmi összefoglalás témája.



## IRODALOMJEGYZÉK

- AHLIN, C.–TOWNSEND, R. [2003]: Using Repayment Data to Test Across Models of Joint Liability Lending, University of Chicago, Working Paper
- AKERLOF, G. A. [1970]: The Market for „Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84, No. 3. 488–500. o.
- ARMENDARIZ DE AGHION, B.–GOLLIER, C. [2000]: Peer Group Formation in an Adverse Selection Model. *The Economic Journal*, Vol. 110, No. 465. 632–643. o.
- ARMENDARIZ DE AGHION, B.–MORDUCH, J. [2000]: Microfinance Beyond Group Lending. *Economics of Transition*, Vol. 8, No. 2. 401–420. o.
- ARMENDARIZ DE AGHION, B.–MORDUCH, J. [2005]: *The Economics of Microfinance*. Cambridge, MA: The MIT Press, 352. o.
- BANERJEE, A. J.–BESLEY, T.–GUINNANE, T. W. [1994]: The Neighbor’s Keeper: The Design of a Credit Cooperative with Theory and a Test. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2. 491–515. o.
- CHOWDHURY, P. R. [2005]: Group–lending: Sequential financing, lender monitoring and joint liability. *Journal of Development Economics*, Vol. 77, No. 2. 415–439. o.
- CHOWDHURY, P. R. [2006]: Group-lending with sequential financing, contingent renewal and social capital. *Journal of Development Economics* 84 (2007), 487– 506. o.
- FEDELE, A. [2005]: Joint Liability Lending in Microcredit Markets with Adverse Selection: a Survey. *The Icfai University Journal of Bank Management*, Vol. 5. No. 2. 55–63. o.
- GANGOPADHYAY, S.–GHATAK, M.–LENSINK, R. [2001]: On Joint Liability Lending and the Peer Selection Effect. *Economic Journal*, Vol. 115, No. 506. pp. 1005–1015. o., in: FEDELE, A. [2005]
- GHATAK, M. [1999]: Group lending, local information and peer selection. *Journal of Development Economics*, Vol. 60/1999., 27–50. o.
- GHATAK, M. [2000]: Screening by the Company You Keep: Joint Liability Lending and the Peer Selection Effect. *The Economic Journal*, Vol. 110, No. 465, 601–631. o.
- GHATAK, M.–GUINANE, T. W. [1999]: The economics of lending with joint liability: theory and practice. *Journal of Development Economics*, Vol. 60/1999., 195–228. o.
- GINÉ, X.–JAKIELA, P.–KARLAN, D. S.–MORDUCH, J. [2006]: Microfinance Games. Economic Growth Center, Yale University, Center Discussion Paper No. 936.
- GUTTMAN, J. M. [2007]: Assortative matching, adverse selection, and group lending. *Journal of Development Economics*, Vol. 87, issue 1. 51–56. o.
- HULME, D.–MOSLEY, P. [1996]: *Finance Against Poverty*, Routledge Vol. 1. (idézi GHATAK, M.–GUINANE, T. W. [1999])
- KARLAN, D. S. [2004]: Social Capital and Group Banking. Bureau for Research in Economic Analysis of Development. BREAD Working Paper, No. 062
- KEVANE, M. [1996]: Qualitative Impact Study of Credit with Education in Burkina Faso. Santa Clara University, Research Paper No. 3.
- LUBLÓY Á.–TÓTH E.–VERMES Á. [2008]: Csoportalapú hitelezési rendszerek. *Hitelintézet Szemle*, VII. évf. 4. sz.
- MCINTOSH, C.–WYDICK, B. [2005]: Competition and Microfinance. *Journal of Development Economics*, Vol. Vol. 78, No. No. 2. 271–298. o.
- MORDUCH, J. [1999]: The Microfinance Promise. *Journal of Economic Literature*, Vol. 38. 1569–1614. o.
- MUHAMMAD YUNUS [2007]: What Is Microcredit? Grameen Bank, 2007. szeptember (idézi SENGUPTA, R.–AUBUCHON, C. P. [2008], [www.grameen--info.org/bank/WhatIsMicrocredit.htm](http://www.grameen--info.org/bank/WhatIsMicrocredit.htm))
- ROSENBERG, R.–GONZALEZ, A.–NARAIN, S. [2009]: The New Moneylenders: Are the Poor Being Exploited by High Microcredit Interest Rates? CGAP, Occasional Paper No. 15., <http://ssrn.com/abstract=1400291> (letöltve: 2009. július)
- ROSS, A.–SAVANTI, P. [2005]: Empirical Analysis of the Mechanisms of Group Lending. Centre for Micro Finance Research, Working Paper Series
- SADOLET, L. [1999]: Equilibrium Risk-Matching in Group Lending. Econometric Society World Congress 2000, Paper No. 1302., <http://fmwww.bc.edu/RePEc/es2000/1302.pdf> (letöltve: 2009. május)
- SADOLET, L. [2002]: Incorporating Insurance Provisions in Microfinance Contracts. Learning from Visa®? World Institute for Development Economics Research WIDER Discussion Paper No. 2002/56.

- SADOULET, L.–CARPENTER, S. B. [2001]: Endogenous Matching and Risk Heterogeneity: Evidence on microcredit group formation in Guatemala. Working paper, <http://www.wdi.umich.edu/files/old/CEDS%20papers/seth.pdf> (letöltve: 2009. május)
- SENGUPTA, R.–AUBUCHON, C. P. [2008]: The Microfinance Revolution: An Overview. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, January/February 2008, 90(1), 9–30. o.
- SINHA, S. [2003]: Financial Services for Low Income Families: An Araisal. Indian Institute of Management Bangalore, IIMB Management Review, June 2003., Letöltve: <http://66.102.1.104/scholar?q=cache:JimBgVey3hIJ:scholar.google.com/&hl=hu> (letöltve: 2009. szeptember)
- STIGLITZ, J. E. [1990]: Peer Monitoring and Credit Markets. World Bank Economic Review Vol. 4. No. 3. 351–366. o.
- VAN TASSEL, E. [1999]: Group Lending under Asymmetric Information. *Journal of Development Economics*, Vol. 60. No.1. 3–25. o.
- VIGENINA, D.–KRITIKOS, A. S. [2004]: The individual micro-lending contract: is it a better design than joint-liability? – Evidence from Georgia. *Economic Systems*, Vol. 28. No.No. 2. 155–176. o.
- TIROLE, J. [2005]: The Theory of Corporate Finance. Princeton University Press
- VARIAN, H. [1990]: Monitoring agents with other agents. *Journal of Institutional and Theoretical Economics* 146/1. 153–174. o.

ÁCS ATTILA

## Az Amerikai Egyesült Államok jövedelemfölelénének vizsgálata

A dollár mind a mai napig a legjelentősebb tartalékvaluta, amelyet az Egyesült Államok szolgáltat a világnak folyó fizetési mérlegén keresztül. A számok tanúsága alapján ezt a „feladatát” egyre sikeresebben látja el, ami egyre többször veti fel a jelenlegi helyzet fenntarthatóságának kérdését. Minthogy az USA a világ legnagyobb adósságát görgeti maga előtt, kiemelt jelentőséggel bír a hitelezők és az egész világgazdaság számára, hogy mi várható a nem is oly távoli jövőben a kérdéses kölcsöntömeeggel. Ugyanakkor az Egyesült Államok mind a mai napig pozitív jövedelemáramlással rendelkezik negatív nettó befektetési pozíciója ellenére.

Különösen kínai oldalról hallatszottak figyelmeztető hangok az USA-nak címezve az amerikai dollár értékállandóságának megőrzésével kapcsolatban, ami jogosan vetődött fel a gazdasági világválság közepette fogatosított, mennyiségi pénzügyi lazítások tükrében. Az esetlegesen a gazdaság vérkeringésében ragadó pénztömeg inflációs pallosként lebeg a dollár – és közvetve a dollárban denominált befektetések – értékállandósága felett. Ezzel párhuzamosan, a gazdasági válság ellensúlyozásaként hozott amerikai gazdaságélénkítő intézkedések következtében, jelentős mértékben megugrott az USA költségvetési hiánya is. Ettől pedig óvva intettek olyan jelentős személyiségek is, mint Joseph Stiglitz, illetve Warren Buffet, akik arra figyelmeztettek, hogy az amerikai fizetőeszköz esetében esetleg lehetséges egy erőteljesebb korrekció is.

Két egymással ütköző nézet egyike szerint az USA folyó fizetési mérlegének öt százalékos hiánya egyáltalán nem jelent problémát, a fennálló helyzet magától, jóindulatúan megoldódik; míg a másik álláspont szerint egy erőteljes korrekció lehetősége sem kizárt a dollár árfolyamában, az amerikai kamatlábakban, nem is szólván az ezzel együtt járó világgazdasági következményekről.

Ez az írás a legújabb szakirodalmi kutatások szintézisét igyekszik átnyújtani a magyar olvasóknak – jelentős részben a Curcuro–Thomas–Warnock, illetve a Curcuro–Dvorak–Warnock szerzőtrióknak köszönhető kutatások eredményeit felhasználva –, mivel az amerikai fizetőeszközt érintő kérdések számunkra sem érdektelenek, továbbá azért, mert a magyar nyelvű szakirodalomban a témával foglalkozó írás nem található.<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Külön köszönet illeti a *Hitelintézet*i Szemle lektorait szakmai észrevételeikért.

## 1. A „DARK MATTER”

A jelenlegi helyzet fenntarthatóságát hirdető egyik elmélet az ún. „dark matter” („sötét anyag” – *Hausmann–Sturzenegger* [2005]). Ez egy alternatív módszert ajánl a nemzetközi befektetési pozíciók és a fizetési mérleg kalkulálására, amely abból indul ki, hogy az USA nettó befektetési pozíciója stabil, nem romló. A probléma a „dark matter” elmélettel éppen az, hogy feltételezi a befektetések utáni jövedelemi adatok megbízhatóságát, noha annak mintegy kétharmadát a becsült pozíciókból és becsült jövedelemrátaiból származtatják, így annak valóságos információtartalma erősen megkérdőjelezhető. Így pl. 2007-ben az USA bruttó 819 milliárd dollár jövedelemáramlással bírt külföldi befektetése után, amiből 363 milliárdnyi dollár származott közvetlen tőkebefektetésből, míg külföldre 728 milliárd dollár jövedelem áramlott, és ebből csupán 126 milliárdnyi volt köszönhető a közvetlen tőkebefektetéseknek. Az elmélet az USA nemzetközi befektetési pozíciójának, az IIP-nek (*international investment position*) az újrakalkulálását javasolja a nettó jövedelemáramlás tőkésítésével, ami viszonylag stabil, fenntartható állapotot eredményez. Ez az USA pozícióját varázsütésre átváltoztatja nettó adósból nettó hitelezővé, mondván: az ország pozitív jövedelemáramlása csakis pozitív befektetői pozícióból származhat.

A „dark matter” elmélet megfogalmazói az amerikai Gazdasági Elemzési Hivatal (Bureau of Economic Analysis – BEA) adataiból indulnak ki, amelyek szerint az USA 1980-ban 365 milliárd dollár nettó külföldi vagyontárggyal bírt, és ez a nettó befektetői pozíció 30 milliárd dollárt jövedelmezett. Továbbá az USA 1980 és 2004 között 4500 ezer millárd dollár fizetésimérleg-hiányt halmozott fel, ami a nettó befektetői pozícióját mínusz 4100 ezer milliárd dollárra változtatta, de ennek ellenére a 30 milliárd dollár pozitív jövedelemáramlás változatlanul fennmaradt. Pozitív jövedelmet generáló befektetés értékének is pozitívnak kell lennie, és – 5 százalékos megtérülési rátával számolva – a szerzőpáros a pozitív 600 milliárd nettó nemzetközi befektetési pozíciót „adományozza” az Egyesült Államok polgárainak, nettó hitelezővé előléptetve őket; azt állítják, hogy mivel az USA nettó vagyoni pozíciója változatlan maradt a vizsgált időszak alatt, így az országnak nem is volt fizetésimérleg-hiánya.

A 4100 ezer milliárd dolláros hiány így teljesen eltűnik, de hogyan? 1600 ezer milliárd dollár egyszerűen tőkenyereségből származik, és a fennmaradó 2500 ezer milliárd dollárt nevezik „dark matternek”. Minthogy az USA nettó befektetői pozíciója 300 milliárd dollárral javult a vizsgált időszak alatt, így az 2800 ezer milliárd dollár „dark mattert” exportált. Ennek egy része a know-how exportja közvetlen működőtőke-befektetésen (FDI) keresztül. Az alábbi példa szemlélteti a módszert: legyen az EuroDisney beruházás értéke 100 millió dollár, amire a beruházó az adott összegre szóló hitelt vesz fel 5 százalékos kamatláb mellett, és működjön a beruházás 20 százalékos megtérüléssel. Ezzel együtt a megvalósult beruházás is a kölcsön négyszeresét, azaz 400 millió dollárt érne, ilyen módon az USA 300 millió dollárnyi „dark mattert” exportált, ami nem más, mint know-how.<sup>2</sup> A BEA statisztikája szerint a külföldi vagyoni pozíció változatlan lenne. A második rész ún. likviditási

2 Ez az elmélet kimondva-kimondatlanul az angolszász gazdaságok felsőbbrendűségét hirdeti, hiszen amíg a 2000–2004 közti időszakra az USA és Nagy-Britannia gazdaságának 559, illetve 234 milliárd dollár „dark matter” exportot becsül, addig Németországnak 12, Dél-Koreának 10 milliárdot.

szolgáltatásból adódik, ennek a révén az USA likvid készpénzt biztosít a világ polgárainak, akik a készpénztartás által kamatjövedelemtől esnek el. Ellenben az USA kamatozó befektetéseket vásárolhat a dollár nyomtatása révén, 5 százalékos hozamra téve szert. A harmadik rész pedig egyfajta biztosítási szolgáltatás: az amerikai gazdaság 5 százalékon kölcsönöz pénzt a világtól pl. állampapír kibocsátásával, és vállalja a feltörekvő országok kockázatosabbnak tartott papírjainak felvásárlását 8 százalékos hozammal – azaz, a kétféle papír közötti 3 százalékos hozam a kockázatosabb papírok tartásáért járó biztosítási prémieként is felfogható.

Az előbb megfogalmazott gondolatmenet biztos, megbízható számokként kezeli a jövedelemadatokat, annak dacára, hogy az 1990-es évek folyamán a jövedelemmérleg folyamatosan olyan mértékű felülvizsgálatokon esett át, hogy az eredetileg negatív tartományban tartózkodó mérleget a pozitív tartományba tolta át.

## 2. AZ „EXORBITANT PRIVILEGE”

A másik elmélet, az „exorbitant privilege” („túlzott előny” – *Cavallo–Tille* [2006]) azt állítja, hogy az Egyesült Államok, mivel külföldi követelései magasabb jövedelmezőséget biztosítanak számára, a befektetési után többletjövedelemre tesz szert a külföldiek Amerikával szembeni követeléseikhez viszonyítva. Az amerikai követelések nagyobb arányban részvényjellegű befektetésekből állnak, míg a kötelezettségek jórészt kötvényben vannak. Az USA esetében a részvény-kötvény arány a követelések között 7:3, míg a kötelezettségeket tekintve 4:6 a ráta. Továbbá: általánosan elfogadott, hogy a részvényjellegű befektetések magasabb jövedelmet biztosítanak, mint a kötvényjellegűek. Így ebből a szempontból nem is lenne meglepő, ha az USA „venture capitalist” („kockázatot vállaló tőkés”) befektetési magatartása révén magasabb jövedelmezőségre tenne szert, ezáltal hosszú távon biztosítaná a deficités kereskedelmi mérleg hiányának a fenntarthatóságát.

A fenti nézettel szemben álló alternatívát megfogalmazó CURCURU–THOMAS–WARNOCK (továbbiakban CTW) szerzőtrío arra hívja fel a figyelmet, hogy a tisztánlátáshoz fontos megvizsgálni azokat az adatokat, amelyekre az USA „exorbitant privilege” pozícióját hirdető elméletek támaszkodnak – ugyanis azok a nemzetközi fizetésimérleg-számlák (balance of payment – BOP) és a nemzetközi befektetési pozíciók (IIP) relatív megbízhatóságát és koherenciáját feltételezik. Ezekkel az elméletekkel éppen az a baj, hogy tényként kezelik a pozíció és folyó adatok összefüggő, zárt rendszerét, míg a szerzőtrío éppen ennek a cáfolatát szolgáltatja azáltal, hogy jelentős különbséget tár fel a közzétett fizetési mérleg adatai és a nemzetközi befektetési pozíció között. Az, hogy a nemzetközi számlákkal kapcsolatban akadnak problémák, nem új keletű gondolat, hiszen azt *Milton Friedman* már 1987-ben megfogalmazta.

### 2.1. „Implied returns” számítás

Az IIP tekintetében korábban végzett hozamkülönbség-számítások alapja az „implied returns” („belső hozam”) számítás; azaz nem a mért hozamokból, hanem a BEA által közzétett adatokból számítják, hiszen a nemzetközi befektetési pozíciók (IIP) jövedelmezősége

közvetlenül nem mérhető. Ezen számítások eredményei az USA jövedelemtermelő képességét a külföldhöz képest 3,1 és 3,9 százalék közé teszik.

Az eredeti IIP-adatokat használó képlettel az alábbi módon számítják a hozamot:

$$r_t^0 = \frac{A_t^0 - A_{t-1}^0 - FLOW_t^0 - OA_t^0}{A_{t-1}^0 + \frac{1}{2}FLOW_t^0} \quad (1)$$

ahol  $A$  pozíciót,  $FLOW$  folyó adatot,  $OA$  „egyéb kiigazítást” jelent, és az  $O$  felső index jelzi az adatok eredeti voltát.<sup>3</sup> Ez az ún. „eredeti IIP-módszer” feltételezi a folyó- és pozícióadatok összefüggő, zárt rendszerét, valamint azt, hogy az eredeti „egyéb kiigazítás” nem értékelési jellegű. A BEA az évi nemzetközi befektetési pozícióra vonatkozó prezentációjában a „folyó adatok”, az értékelési kiigazítás – amely magába foglalja az árfolyam- és árváltozásokból fakadó, értékelési különbözetet – és az „egyéb kiigazítás” révén biztosítja az év végi és év eleji adatok megfelelését mind a követelésekre, mind a kötelezettségekre vonatkozóan, vagyonszályok szerinti bontásban. Az „egyéb kiigazítás” forrása az IIP-felmérésben szereplő vagyonszerek körének változása, közvetlen befektetések (DI) tőkenyeressége vagy -vesztése, illetve a kötelezettségeket és követeléseket érintő, egyéb értékelési kiigazítás. Ezen egyéb kiigazítások összességükben nem jelentősek, kivéve a banki és nem banki kategóriákat. Az így számított jövedelmezőségi különbség az USA javára 0,7 százalékpont az 1990-től 2007-ig terjedő időszakokra.

A másik módszer az előzőtől annyiban tér el, hogy a legfrissebb felülvizsgált adatokat használja, azaz elméletileg pontosabb adatokat szolgáltat. A hozamszámítás az alábbi képlettel történik:

$$r_t^R = \frac{A_t^R - A_{t-1}^R - FLOW_t^R}{A_{t-1}^R + \frac{1}{2}FLOW_t^R} \quad (2)$$

ahol az  $R$  felső index jelzi a használt adatok felülvizsgált voltát. Ez a módszer is feltételezi a folyó- és pozícióadatok összefüggő, zárt rendszerét, valamint azt, hogy a felülvizsgált IIP pontosabb képet fest az USA IIP-jéről mint az eredeti IIP.

A (2) képlet használatával az USA jelentős jövedelmi többletének keletkezése számtalanul csak úgy lehetséges, hogy az USA követeléseinek felfelé történt módosítását a folyó adatok arányaiban kisebb korrekciója kísérte. Vagyis az egyéb kiigazítást értékelési kiigazításként vették figyelembe az adatok felülvizsgálata során, ezért nem is szerepel az  $OA$  a képletben. Erre később, a BEA felülvizsgálati gyakorlatának a tárgyalásánál visszatérünk.

## 2.2. A hozamkülönbségek forrása

A következő, az előző (1) és (2) képlethez hasonló, de a  $t$  időszak alatti kamattal és osztalékkal kiegészült ( $INC$ ) aggregát hozamszámítási mód segítséget nyújt a „hozamtöbblet” forrásának a feltárásához:

$$r_t^R = \frac{A_t^R - A_{t-1}^R - FLOW_t^R}{A_{t-1}^R} + \frac{INC_t^R}{A_{t-1}^R}, \quad (3)$$

3 Az eredeti adatok a BEA idevágó, évente kiadott *Survey of Current Business* című kiadványában található.

illetve

$$r_t^O = \frac{A_t^O - A_{t-1}^O - FLOW_t^O}{A_{t-1}^O} + \frac{INC_t^O}{A_{t-1}^O}, \quad (4)^4$$

ahol  $R$  és  $O$  szintén az adatok eredeti vagy felülvizsgált voltát jelzi. A számított hozam az állományadatokban bekövetkezett változások, tőkenyeresség, mínusz a megfelelő folyó adatokban (kamat, osztalék) bekövetkezett változások eredményeként adódik.

Külön meg kell említenünk az adatok forrását a képletek használatával kapcsolatban. A (3) számú képlet esetében a felülvizsgált állományokra vonatkozó adatok forrása a BEA IIP-prezentációja, a folyó adatoké a folyó fizetési mérleg, míg a jövedelmi adatok az IMF *Balance of Payments Statistics Yearbook* kiadványából származnak. A (4) számú képlet esetében az eredeti adatsor az állományokhoz és a folyó adatokhoz a BEA eredeti IIP-közzétételéből származnak, míg a jövedelemadatokat a tárgyévi folyó fizetéseket tartalmazó IMF statisztikai kiadvány tartalmazza.

Az így számított hozamkülönbség megegyezik az (1) és (2) képletek használatakor kaptakkal, de láthatók a hozamkülönbségek forrásai is. Az aggregált hozam adatokra adódó különbség elsődleges oka nem a jövedelmi adatokból származik – azaz nem kamat vagy osztalék, minthogy a kétféle számítási mód hasonló számokat ad (0,9% az eredeti és 1,2% a módosított adatok esetén) –, hanem a különbség elsődleges forrása a tőkenyeresség vagy értékelési különbözet. Az 1. táblázat adataiból világosan látható, hogy az aggregált „nyereségtöbblet” az USA számára a részvény- és a kötvényportfóliók értékelési különbözetéből fakad (0,2 és 6,8 a kötvények, míg 1,8, illetve –2,2 a részvények esetében). Különösen érdekes a kötvények esetében keletkező 1,4%-os éves értékelési veszteség az Amerikával szembeni követeléseken, egy folyamatosan csökkenő kamatokkal bíró időszakban, ami szemlátomást növekvő kötvényárakkal párosul, vagyis minden befektetőnek legalább tőkenyerességet kell elérnie. A másik kiemelésre méltó eredmény, hogy a részvények esetében a jövedelemkülönbség 0,3% mindkét esetben, viszont a tőkenyeresség már jóval nagyobb a felülvizsgált adatsor esetében; 13,1% az eredeti adatsorból számított 7,7%-kal szemben. Mindezen eredmények megkérdőjelezzik a BEA felülvizsgálati politikájának helyességét.

4 Az eredetileg közzétett IIP-prezentáció ár, árfolyam és egyéb tényezőkből fakadó változást tartalmaz vagyoneszköz-kategóriák szerinti bontásban. Ezért ha az eredeti adatokat használnák a tőkenyeresség számítása során, akkor lehetőség nyílna az egyéb változások figyelmen kívül hagyására és az egyes vagyoneszközökre vonatkozó jövedelemkülönbség számítására; az így számítandó jövedelemkülönbségek azonban nem lennének közvetlenül összehasonlíthatók a felülvizsgált adatokból számítottakkal, bár az eredeti közzétételben az egyéb tényezők nem jelentősek.

5 A BEA 1989-től közli a közvetlen befektetésekre vonatkozó piaci áras értékebecslését, így a vizsgált időszak 1990-től kezdődik. CDW [2008] becslést ad az 1984-től kezdődő időszakra – akkor indult az adatgyűjtés – a részvényekről és a kötvényekről. A felülvizsgált adatokból az amerikai követeléseken így adódó 23,2% hozam jóval magasabb, mint a MSCI World ex US index 12,9%-os éves hozama, ami majdnem megegyezik az eredeti adatsorból számított 12,8%-os hozammal.

Hozam és hozamkülönbségek (1990–2005),  
a BEA eredeti és felülvizsgált adatsorainak használatával

	Felülvizsgált adatsor			Eredeti adatsor		
	követelés	tartozás	különbség	követelés	tartozás	különbség
<i>Aggregát</i>						
<b>teljes hozam</b>	<b>9,4</b>	<b>6,0</b>	<b>3,4</b>	<b>7,4</b>	<b>6,4</b>	<b>1,0</b>
jövedelem	5,2	4,0	1,2	5,0	4,1	0,9
tőkenyereség	4,2	2,0	2,2	2,4	2,4	0,0
<i>Közv. bef.</i>						
<b>teljes hozam</b>	<b>11,1</b>	<b>7,3</b>	<b>3,8</b>	<b>10,4</b>	<b>7,9</b>	<b>2,5</b>
jövedelem	7,2	2,3	4,9	6,9	2,4	4,5
tőkenyereség	3,9	5,1	-1,2	3,6	5,5	-1,9
<i>Kötvények</i>						
<b>teljes hozam</b>	<b>12,7</b>	<b>4,5</b>	<b>8,2</b>	<b>8,3</b>	<b>6,7</b>	<b>1,6</b>
jövedelem	7,3	5,9	1,4	7,6	6,2	1,4
tőkenyereség	5,4	-1,4	6,8	0,7	0,5	0,2
<i>Részvények</i>						
<b>teljes hozam</b>	<b>15,8</b>	<b>13,7</b>	<b>2,1</b>	<b>10,2</b>	<b>12,1</b>	<b>-1,9</b>
jövedelem	2,7	2,4	0,3	2,5	2,2	0,3
tőkenyereség	13,1	11,3	1,8	7,7	9,9	-2,2
<i>Egyéb</i>						
<b>teljes hozam</b>	<b>5,2</b>	<b>4,5</b>	<b>0,7</b>	<b>4,3</b>	<b>4,0</b>	<b>0,3</b>
jövedelem	4,4	4,4	0,0	4,0	4,2	-0,2
tőkenyereség	0,8	0,1	0,7	0,2	-0,2	0,4

Az exorbitant privilege szószólói közül egyedül a *Gourinchas–Rey* (ezenül GR) szerzőpáros végzett számításokat az egyes eszközök hozamaira vonatkozóan, míg a többi tanulmány csak a teljes befektetési állományra vonatkozó hozamokat vizsgálta. Az Egyesült Államok esetében – az 1973 és 2004 közti időszakot vizsgálva – a részvényeknél 6,1 (19,8% mínusz 13,7%), míg a kötvényeknél 3,7 (8,3% mínusz 4,6%) százalékpontos hozamfölnényt számított a kötelezettségekkel szemben. A kapott eredmények összehasonlítása a piaci hozamokkal világosan jelzi, hogy a



kalkulált hozam a részvények esetében az USA számára túlzott, míg a kötvénykötelezettségeit alábecsülték. Például a részvények esetében GR évi nyolcszázaléknyi többlethozamot kalkulált, szemben az MSCI World index átlagos 11,8%-s hozamával. Ugyanakkor a kötelezettségek oldalán a kötvények ezen időszak alatt évi 8 százalékos hozamot értek el az USA-ban, ami több mint 3 százalékponttal magasabb, mint a szerződés kalkulált eredménye.

Ahogy CDW felhívja rá a figyelmet, ez a különbség igencsak zavarba ejtő; a fent említett hozamkülönbségek oka az lehet, hogy az USA a „benchmarkként” használt indextől jelentős mértékben eltérő összetételű portfóliót tart. CDW [2006] erre irányuló kalkulációja azonban csak 1 százalékpontnyi hozamkülönbséget magyaráz meg az 1977-től 2001-ig tartó periódusra.

### **2.3. Hozamszámítási nehézségek, a BEA felülvizsgálati politikája**

Kiemelten fontos megérteni a hozamkülönbségek forrását és mértékét, hiszen azok, a GDP nagyságával vetekedő bruttó pozíciókból számítva, jelentős jövedelmi különbségek forrásai lehetnek, amelyek nagymértékben befolyásolják a nemzetközi befektetési pozíció alakulását. Az IIP-t illetően a nyereség nemcsak a befektetések után járó jövedelemből, hozamból áll, hanem az ezeket a befektetéseket megtestesítő eszközök értékének változásából is (tőkenyereség); az értékváltozás forrása lehet magának az eszköz árának a változása (pl. tőzsdei ár), devizaárfolyam-változásból fakadó értékelési változás, továbbá egyéb változás – ennek szellemében épül fel az IIP-prezentáció is.

A hozamszámítási becslések a tőkenyereséget az állomány- és folyó adatokban bekövetkező változások különbségként számítják. Elméletben ez rendben is van, csakhogy a gyakorlatban ezen adatok különböző forrásokból származnak, és az adatok is különböző gyakorisággal állnak rendelkezésre. Például a kötvény- és részvényportfólióra vonatkozó, folyó adatok havi rendszerességgel jelennek meg, de többé-kevésbé változatlanok maradnak akkor is, amikor az adatszolgáltatási hibák nyilvánvalóvá válnak. Ezzel ellentétben, a kötvény- és részvényportfólió állomány adatait gyakran és jelentős mértékben módosítják, amikor a kis gyakoriságú, de nagy pontosságú felmérések rendelkezésre állnak.

Az amerikai pénzügyminisztérium egyik szerve, a *Treasury International Capital Reporting System* (TIC) szokott ritka, de alapos felmérést készíteni az értékpapír-pozíciókról. Az első ilyen számbavétel 1994-ben történt az amerikaiak külföldi értékpapír-követeléseire vonatkozóan; ez a részvények esetében évente az állományadatok 90%-os felülmódosítását eredményezte az 1990 és 1995 közti időszakban – ezeket azelőtt csak becstelték a tőkeáramlási adatokból és a tőkenyereségre vonatkozó becslésekből. Összességében az 1991-től 2005-ig terjedő időszakban az amerikai kötvény- és részvényköveteléseket 24,6, illetve 46,3 százalékkal módosították felfelé – ez a folyó adatokról kevésbé mondható el. Minthogy az adatszolgáltató cégeknek szinte lehetetlen feladatot jelentene visszamenőleg módosítani a folyó adatokat, valamint lehetetlenség a később feltárt követelésnövekményt egyértelműen a folyó adatokhoz vagy az értékelési kiigazításhoz rendelni, ezért a BEA nem módosította felfelé a folyó adatokat<sup>6</sup> (csupán 1,6 százalékponttal a 46,3%-ból). A feltárt különbséget

6 Pl. az amerikai pénzügyminisztérium 2002 és 2003 közt 55 milliárd \$ értékben jelentett nettó külföldi kötvényeladást, míg a felülvizsgálat során kiderült, hogy valójában 317 milliárd \$ értékben nőtt az amerikaiak külföldi kötvénykészlete, de gyakorlatilag mégis a téves adat maradt a jelentésekben!

jórészt a tárgyévet megelőző év állományadatahoz rendelte (34,6 százalékpontos felülértékelés 1990–2005 között), valamint az egyéb értékelési kiigazításhoz (10,5% pontos felülmódosítás). Ezzel szemben az USA-val szembeni követeléseket hasonló módosítás nem érintette. Ezen felülvizsgálati gyakorlatnak köszönhetően a folyó- és pozícióadatok közti konzisztencia megszakad, ami nagymértékben felelős az USA részére eredeztetett magasabb jövedelmezőségért.

Az eredeti adatokból számított hozamkülönbségek pontosabbak és megbízhatóbbak, mivel azonos módon születtek. A felülvizsgált adatokat használó, előző képletek alkalmazása során a kalkulált hozam – a folyó adatok minimális, ugyanakkor az állományadatok jelentős felfelé módosítása mellett – nagyobbak adódik valós értékénél. Amikor a (2) és a (3) képletet használjuk a hozam kalkulálásához, akkor az egyéb értékelési tétel a számított (implied) tőkenyeresség részeként fog megjelenni. A módosított adatokból számított hozamkülönbség 3,4, míg az eredeti adatokból csupán 1,0 százalékos. Az első esetben a számított jövedelem-többlet forrása a kötvény- és részvényportfóliókból származik, míg a második esetben a jóval szerényebb 1% javarészt a külföldi közvetlen tőkebefektetésekből.

#### 2.4. Részvény- és kötvényhozam-számítás piaci hozamokból

CTW alternatív megközelítése a kötvény- és részvényportfólió-befektetések jövedelmezőségének becslésére piaci alapú megközelítést használ. Az értékpapírok nagyságára vonatkozóan pontos adatok állnak rendelkezésre, és ez az adatsor – a havi bilaterális értékpapír-pozíciói adataival kiegészülve – eléggé pontos képet ad a valós értékpapír-állományokról.<sup>7</sup> Továbbá: a benchmarkhozamok országonként szintén rendelkezésre állnak, így már „csak” a megfelelő súlyokkal ellátott portfólióállományt kell összeszorozni a megfelelő indexhozamokkal a teljes hozam kalkulálásához.<sup>8</sup>

$$\bar{r}^p = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^N w_{j,t-1}^p r_{j,t}^p \quad (5)$$

ahol  $w_{j,t-1}^p$  a  $j$  vagyontárgy portfóliósúlya a  $t-1$  periódus végén,  $r_{j,t}^p$  a  $j$  vagyontárgy  $t$  periódusbeli hozama a  $p$  portfólióban,  $N$  pedig az országok száma a portfólióban. Ahhoz, hogy az indexek hozamát jelentősen meghaladó nyereség keletkezzen, a használt indexektől jelentősen eltérő összetételű állománnyal és természetesen magasabb hozammal kell rendelkeznie. A megfelelő hozammutatók kiválasztása is lényeges. Pl. a kötvények esetében fontos különbséget tenni az állami, a vállalati és az ügynöki (agency bond) kötvények között, hiszen mindegyik más-más hozamot biztosít.

Az így számított különbség az 1994<sup>9</sup> és 2005 közti időszakra a hozamokat tekintve kedvezőbb képet fest a külföldnek, mint az USA-nak. Ezek szerint a külföld az amerikai befektetésein 11,88, míg az USA a külföldi befektetésein 9,59% hozamot ért el, ami teljesen

7 A pontos állományok számításának módjához további részletekkel szolgál BERTAUT–TRYON [2007].

8 A CURCURI–DVORAK–WARNOK szerzőtrío évente közzéteszi a „Decomposing the U.S. External Returns Differential” című tanulmányának frissített változatát, amelyből az olvasó további részleteket tudhat meg.

9 1993 decemberétől áll rendelkezésre az MSCI kötvényindex, az amerikai külföldi vagyontárgyakra vonatkozó havi adatok pedig 2005 decemberéig állnak rendelkezésre.

ellentét az „exorbitant privilege” nézettel. A kötvények esetében pedig kiegyenlítettnek tűnik a kép 5,89%-os, illetve 6,08%-os hozamokkal.

Minthogy a számított hozamok nagymértékben függenek a megfigyelt időperiódustól, ezért CDW az általuk és a GR által számított hozamok összehasonlítását az 1994 és 2004 közti időperiódusra vonatkozóan is elvégzi, ami ismét cáfolja az amerikai befektetési erőfölényt. A GR által kalkulált negatív amerikai hozamkülönbség a részvényeken mínusz 1,95%-ról mínusz 5,10%-ra változik, míg a kötvények esetében a 3,53%-os pozitív amerikai hozamfölény gyakorlatilag nullára olvad.

Ennek egyik oka az, hogy az egyes vagyoneszközökre vonatkozó hozamadatok külön-külön nem állnak rendelkezésre, ezért GR az összesített hozamadatot a vagyoneszközök relatív súlya alapján osztotta fel. Azonban a kötvények esetében a hozamkupon általában jóval nagyobb, mint a részvények esetében az osztalékkupon, így ezen hozamallokáció a kötvények esetében alul-, míg a részvények esetében felülbecsli a jövedelemhozamokat. Minthogy az amerikai követeléseket és kötelezettségeket ez a hozambecslés egyformán érinti, ezért a probléma elsődlegesen nem is itt keletkezik (amennyiben a hozam- és osztalékkupon egymáshoz viszonyított aránya hasonló az amerikai követeléseket és kötelezettségeket tekintve).

A legjelentősebb különbség a CDW- és GR-féle hozamok közt az amerikai kötvénykötelezettségek számított hozamánál jelentkezik. CDW 6,57%-t, míg GR csupán 1,73%-t kalkulál, és ennek megfelelően az USA kötvénykötelezettségei és követeléseik közti pozitív hozamdifferencia 3,53%-ról 0,02%-ra olvad. Ennek egyik oka az előbb említett hozamalulbecslés, a másik oka pedig az, hogy a vállalati kötvényeket kihagyja a GR-féle kötvényhozam-kalkuláció. 2007-ben az amerikai vállalati kötvények a teljes hosszú távú adósságjellegű kötelezettségek 42%-t tették ki, ezért azok kihagyása a kalkulációból a külföldi kötvénykövetelések hozamának alulbecsléséhez vezet. CDW szerint a vállalati kötvények államkötvényként kezelése az amerikai kötvénykötelezettségek számított hozamát 1 százalékponttal csökkenti.

Hogy az USA mégis pozitív jövedelemáramlással bír – dacára negatív nettó befektetési pozíciójának –, azt számos tényező együttállásának köszönheti. Első helyen említendő az USA befektetéseinek „venture capitalist” jellege; jelentősen nagyobb arányban tart részvényjellegű befektetéseket a külföldhöz képest, amely ezzel szemben nagyobb arányban tart kötvényeket (2007-ben az USA 5200 ezer milliárd dollár értékű részvény- és 1500 ezer milliárdnyi kötvényköveteléssel bírt, míg 3100 ezer milliárd és 6700 ezer milliárdnyi kötelezettséget birtokolt bírt a külföld irányában).

A második fontos tényező a külföldet jellemző, nagyon gyenge időzítés (timing effect) a portfólióik átrendezésében – akkor vesznek, amikor eladni kellene és viszont –, ami jelentősen befolyásolja a hozamkülönbségek alakulását. Statisztikailag kimutatható, hogy a külföldiek az amerikai részvényeket relative magas árfolyamon veszik, és relative alacsony árfolyamon adják el. Ezzel szemben az amerikaiak időzítése statisztikailag nem befolyásolja a követeléseik hozamát. Összességében: az időzítési tényező másfél százalékpontnyi hozamdifferenciát jelent az amerikai követeléseket és kötelezettségeket tekintve.

Ennek a két tényezőnek köszönhetően az USA jövedelemfölénybe kerül a külföldhöz képest, de csak szerény mértékben, 0,72% erejéig.<sup>10</sup>

### 2.5. A közvetlen tőkebefektetések (FDI) hozambecslése

Azért, hogy a nemzetközi portfóliókat érintő hozamkülönbségről még teljesebb képet kaphassunk, a kötvényeken és részvényeken kívül szükséges az eddig kimaradt, közvetlen befektetéseket érintő hozamokat is megvizsgálni. Ez jelentős kihívást jelent, minthogy a BEA évente közzétett, *felülvizsgált* adatsorából az USA nemzetközi befektetési pozíciójára vonatkozóan nem minden adat olvasható ki. Először is a BEA az IIP-prezentációban csak az aggregát követelésekre és kötelezettségekre vonatkozóan publikál felülvizsgált értékelési és egyéb kiigazításokat, az egyes vagyonsztályokra nem.<sup>11</sup> Másodsor: nincs megfelelő piaci alapú index a közvetlen külföldi befektetések hozamkalkulációjához. Harmadsor, szemben a többi vagyonsztállyal, az „egyéb kiigazítás” az FDI-t érintő értékelési kiigazítást (tőkenyereséget vagy veszteséget) is tartalmaz.

E problémák megoldása során CTW először becslést ad a DI egyéb értékelési kiigazítására úgy, hogy elsőként meghatározza a vagyonsztályokat érintő értékelési kiigazítást ( $VA$ ) a fent említett piaci hozamokat használva. A kötvény- és részvényportfóliók értékelési kiigazításának a becslése a (6) számú képlet alkalmazásával történik, ahol  $r_t^M$  a piaci alapú eszközhozam,  $R$  jelzi az adat felülvizsgált voltát.

$$VA_t = r_t^M \left[ A_{t-1}^R + \frac{1}{2} FLOW_t^R \right]. \quad (6)$$

A folyó adatok esetében a forrás *Bertaut–Tryon* [2007], hiszen – amint a BEA felülvizsgálati gyakorlatának a tárgyalásánál bemutattuk – a felülvizsgálat során feltárt követelések nem jártak a folyó adatok módosításával, továbbá a felülvizsgált IIP csak az összesített folyó adatokat tartalmazza, vagyonsztályok nélküli bontásban.

Ezután az IIP-azonosságot felhasználva, az egyes vagyonsztályokat érintő valós „egyéb kiigazítás” kalkulációja következik, mint a közzétett tárgy- és előző évi pozíció, folyó és értékelési kiigazítások különbsége:

$$OA_t = NIIP_t^R - NIIP_{t-1}^R - FA_t^R - VA_t. \quad (7)$$

Mivel a banki, nem banki és egyéb kategóriák esetében a tőkenyereségek mérsékeltek, és kevés további információ kerül felszínre ezekkel kapcsolatban, ezért feltételezhető, hogy az eredeti IIP-közzététel megbízható adatokat szolgáltat. Ezek elsősorban kamatozó beté-

10 A számított hozamkülönbséget befolyásoló, másik tényező a megfigyelt időszak hossza, ezért CDW az előbbi kalkulációkat az 1994–2004 első negyedévéig (a GR által vizsgált periódus végéig) terjedő időszakra is elvégezte azért, hogy a GR által számított hozamokkal jobban összehasonlíthatók legyenek. A részvények esetében a különbség az USA szempontjából még rosszabb, –4,66% a GR 1,92%-ával szemben; a kötvények esetében pedig 0% (a GR 3,36%).

11 Ahogy a BEA által felülvizsgált IIP-táblázat lábjegyzetében olvasható, az „Other changes” tartalmazza a riportált vagyonsztályok körének változásából adódó változást, FDI-tőkenyereséget vagy veszteséget, illetve a követelések és kötelezettségek értékét illető, egyéb kiigazítást.

tekből és nagyon rövid idejű értékpapírokból állnak, mint pl. letéti igazolás. Ezen eszközök többsége dollárban denominált, ezért az árfolyamváltozásból fakadó értékelési különbözet sem érinti azokat. Az egyéb amerikai kormányzati követelések meglehetősen szerények, a külföldi devizaállományt és az aranyat érintő árfolyamváltozások jelentik az értékelési változás forrását. Ennek megfelelően ezen kategóriának az értékelési kiigazítása a (8) számú képlettel történik, míg az  $OA$  a (7) számú képletből következik:

$$VA_t = r_t^O \left[ A_{t-1}^R + \frac{1}{2} FLOW_t^R \right] \quad (8)$$

Az IIP-prezentáció utolsó megmaradt vagyonosztálya a derivatívák, amelyek 2006-tól szerepelnek a statisztikai kimutatásban. Esetükben a szerzők feltételezik, hogy nincs egyéb kiigazítás, és az őket érintő értékelési kiigazítás egyenlő a felülvizsgált tárgy- és előző évi pozíció, valamint a tárgyévi folyó adat különbségével.

Utolsó lépésként az egyes vagyonosztályokra számított, egyéb kiigazításokat levonják az IIP-közzététel összesített egyéb kiigazításából, a maradék összeg pedig maga a közvetlen külföldi befektetéseket érintő, egyéb kiigazítás.

A DI jövedelmezőségi becslése során a számított egyéb kiigazítást egyszer értékelési kiigazításként, másszor egyéb kiigazításként veszik figyelembe. Erre a fajta intervallumbecslésre azért van szükség, mert nem lehet tudni, hogy a közvetlen befektetések értékét érintő, egyéb kiigazítás pontosan mit takar: értékbecslési vagy a szellemi javakat érintő kiigazítást? Ha az utóbbit, akkor a DI tekintetében kalkulált  $OA$ -nak, egyéb kiigazításnak kell maradnia.

A közvetlen külföldi befektetések értékét érintő becslések történhetnek folyó áron, bekerülési, illetve becsült piaci értéken. A BEA 2006-tól a folyó áras becslésre helyezte a hangsúlyt, mivel az FDI értékbecslése rendkívül nehézkes az illikvid tulajdonosi érdekek és nehezen értékelhető immateriális javak miatt. Az FDI folyó áras becslések tehát csak a fizikai javakat érintik, az immateriális javak így a felmérésen kívül maradnak. Ugyanakkor az FDI-t érintő tranzakciók számításba veszik az utóbbiakat is, így az IIP-prezentációban helye van az egyéb kiigazítást érintő olyan tételnek, amely éppen a szellemi javakat képviseli. Erre a legjobb példa – ami bőven előfordult a „dotcom” időszak során – egy egyesült államokbeli internetes vállalkozás külföldi felvásárlása, ami lényeges különbséget mutat a vállalkozásért fizetett összeg és a vállalkozást érintő, folyó áras értékelés között. Ez a tranzakció negatív egyéb értékelési kiigazítást követel meg az IIP-ben, ami az immateriális javak értékével egyenlő. A vállalkozás eladása a külföldiek részéről természetesen ezzel ellentétes folyamatot követel meg; minden egyéb maradék összeg pedig az FDI szellemi javakat érintő részének tökenyerőségével egyenlő. Így a FDI egyéb értékelési tételei halmozott összegének jelentős része egyenlő a FDI szellemei javakat érintő értékével ott, ahol még külföldi tulajdonlás van, plusz a szellemi javakat érintő tökenyerőséggel ott, ahol megszűnt a külföldi tulajdonlás.

Az így adódó számítások az USA-t érintően egy mérsékelt 0,9–1,1 % évi DI többletjövedelem-termelő képességet eredményeznek – ez az adat szintén ellentmond számos szakirodalmi kutatásnak.

## 2.6. Az USA-nak tulajdonított FDI-hozamfőlény forrásai

Alexandra Heath [2007] részletesen foglalkozik az USA külföldi közvetlen befektetéseknek tulajdonított, évi öt százalékpontnyi hozamfőlényvel, amelyet ő maga is zavarba ejtőnek nevez. Iparági szintű tanulmányok kimutatták (Mataloni [2000]), hogy a külföldiek az amerikai beruházásaikon nagyságrendileg kevesebbet keresnek, mint belföldi versenytársaik, aminek a legfőbb oka a vállalatokat érintő, országonként különböző adófizetési kötelezettség.

A külföldi országokban a vállalatokat érintő adófizetési szint az 1980-as évek közepétől folyamatosan csökkenő, míg az USA-ban gyakorlatilag állandó. Ez a folyamat azt eredményezte, hogy az OECD-tagországok közül csak a japán vállalatokat sújtja az amerikaiánál magasabb adószint.

Az adók kikerülésének egyik módja az anya- és leányvállalata közötti magasabb transzferárak alkalmazása, aminek nehéz a nyomára bukkanni, mivel alkalmazása illegális. Swenson [2001] azt találta, hogy az adóváltozások hatása egyértelműen kimutatható az amerikai importárakban. További árulkodó jel, hogy a külföldi tulajdonú amerikai vállalatok profitja csökken az anyaország és az USA közötti adókülönbség tágulásának az arányában.

A másik jelentős tényező (Gros [2006]), amely a jelentős hozamkülönbséget indokolhatja, a leányvállalat által megkeresett jövedelem szétosztása vagy megtartása. A külföldön működő amerikai vállalatok nyereségének jelentős hányada visszaforgatott nyereség, míg ugyanez a tétel a külföldiek amerikai vállalatainál jóval csekélyebb. A visszaforgatott nyereség nélkül számítva, az amerikai FDI hozammutató a külföldi befektetéseken közel 3 százalékponttal csökken: 1,2%-ra a 2000 és 2005 közti időszakban.

Az is említésre méltó, hogy az amerikai vállalatoknak minden nyereség után adózniuk kell, függetlenül annak forrásától. Adófizetési kötelezettség azonban csak a repatriált nyereségből keletkezik, ami motivációt jelent a profit külföldön tartásához. Másrésztől egy magas adófizetési kötelezettséggel bíró rendszerben a kamatfizetéseknek az adóalapból történő levonása további ösztönzést jelent az anyavállalat számára, hogy leányvállalatának újabb beruházását inkább anyavállalati kölcsönből finanszírozza, mintsem további tőkéből vagy visszatartott nyereségből. Ez tehát csökkenti a leányvállalatok motivációját a nyereség megtartására ahelyett, hogy azt a cégcsoporton belül szétosztanák.

Fontos az adósság keletkezésekor fennálló kötvényhozam és a kötvényportfólió összetétele is, hiszen a kötvények hozama fix, azaz különösen csökkenő hozamok idején jelentős többletjövedelem forrásai; ezt kifizetik, ugyanakkor a csökkenő hozamkörnyezetben tőke-nyereség is képződik rajtuk emelkedő árfolyamuk következtében.

## 2.7. A háromféle hozamszámítási mód összehasonlítása

A CTW által preferált hozamszámítási mód az eredeti IIP-adatokból számítottakhoz képest alig magasabb aggregát hozamokat eredményez, de jóval kisebb hozammutatót ad, mint a felülvizsgált adatok használata. A legnagyobb eltérés a kötvény- és részvényhozamok kalkulálása során keletkezik. A részvénykövetelések esetében a CTW-módszer 8,2%-os, a felülvizsgált adatokat használó formula pedig 13,2%-os számított hozammutatót produkál. A kötvénykövetelések esetében a tőkenyereség 2,5%-kal magasabb, míg a kötelezett-



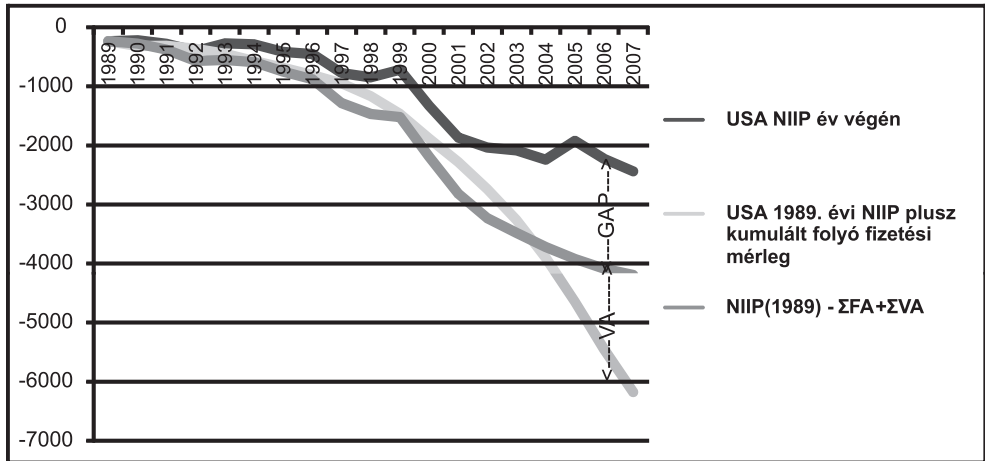
ségek esetében 1,9%-kal alacsonyabb. Ezen eltérések legfőbb oka az, hogy a felülvizsgált adatok használata esetén az egyéb kiigazítást értékelési kiigazításként veszik figyelembe – annak ellenére, hogy semmiféle további információ nem áll rendelkezésre a kötvények és részvények hozamairól az IIP-prezentációkban. Azaz, következtetésként levonható, hogy a felülvizsgált adatok torzítanak a valós képen a fent részletezett felülvizsgálati politikának köszönhetően. Ezzel ellentétben az eredeti adatok konzisztensek, és a valóságoshoz inkább közelítő képet adnak. Ezt megerősíti CTW hozamszámítása is, amely a fellelhető legpontosabb adatokra épül minden vagyonosztály esetében.

### 3. A GAP

A külföldi követeléseket és kötelezettségeket érintő értékelési és egyéb kiigazításoknak köszönhetően a nemzetközi befektetési pozíció és a pénzügyi számlák közti konzisztencia megszakad, minthogy az értékelési változások megjelennek a nemzetközi befektetési pozícióban, de a tőke- és pénzügyi számlákban nem, mivel azokban csak tranzakciókból fakadó tételeket könyvelnek. Hogy ez az eltérés milyen fokú, az természetesen a külföldi követeléseket és kötelezettségeket érintő értékbecslési kiigazítás mértékétől függ.

A feltételezettnél kisebb amerikai hozamfőlényből adódik, hogy a nemzetközi számlák tekintetében a vizsgált 1990 és 2007 közti időszakban így jelentős különbség (CTW elnevezése szerint „gap”) alakul ki az 1358 és 1752 milliárd dollár közötti intervallumban, attól függően, hogy a közvetlen befektetések „egyéb kiigazítását” értékelési kiigazításként kezeljük-e vagy sem. Ez a GAP nem más, mint a 2007-es IIP-prezentációban szereplő pozícióadat és az 1989-es időszak kezdetén érvényes pozícióadat, folyó adatok és értékelési kiigazítások összegzésével számított pozíció közti különbség. Ez azt jelenti, hogy az IIP ennyivel túlértékelt, ami kedvezőbbnek mutatkozik amerikai szempontból, mint valójában lenne. Azt feltételezni, hogy a 2. táblázat vagyonosztályonkénti bontású GAP-adatai teljes egészében értékelési kiigazítások lennének, irreális, mert például jelentős összegű átminősítés történt, amikor az értékpapír-kereskedőknél elhelyezett betéteket a nem bankiból banki kategóriába sorolták át.

A GAP ábrázolása



### 3.1. A GAP számítása

A számított IIP esetében az 1989-es év végi eszközállományadat a kiindulópont, amihez hozzáadták a folyó adatokat és az értékelési kiigazításokat (vagyis a GAP létét az egyéb kiigazítások okozzák). Pozitív GAP azt jelenti, hogy a 2007-es pozíciók nagyobbak, mint amit a múltbeli folyó adatok és értékelési kiigazítások eredményeznek. A számított különbséget CTW az alábbiak szerint kapja:

$$GAP_T = NIIP_T^R - EstimatedNIIP_T, \quad (9)$$

ahol az  $NIIP$  a nettó nemzetközi befektetési pozíció,  $T$  a megfigyelt időszak vége (ebben az esetben 2007),  $R$  index jelzi az adatok közzétett (recorded) voltát,  $EstimatedNIIP$  pedig a kumulált folyó adatok, értékelési kiigazítások és a kezdeti  $NIIP$ ,  $NIIP_0$  összegeként adódik. Másképp kifejezve, a GAP, a nemzetközi számlákat érintő azonosság felhasználásával, ahol  $CA$  a folyószámla,  $FA$  a pénzügyi számla,  $KA$  a tőkeszámla,  $VA$  értékelési kiigazítás,  $SD$  pedig a statisztikai hiba:

$$GAP_T = NIIP_T^R - (NIIP_0^R - \sum_{t=1}^T FA^R + \sum_{t=1}^T VA^R) \quad (10)$$

továbbá ismert, hogy  $CA = FA + KA + SD$  és  $-FA = -CA + KA + SD$ , így adódik:

$$GAP_T = NIIP_T^R - (NIIP_0^R - \sum_{t=1}^T CA^R - \sum_{t=1}^T KA^R - \sum_{t=1}^T SD^R + \sum_{t=1}^T VA^R) \quad (11)$$

valamint – felhasználva az  $NIIP$  és az  $FA$  közti kapcsolatot (ahogy az a BEA NIIP közzétételéből kiolvasható) – adódik:<sup>12</sup>

<sup>12</sup> Feltételezve, hogy a folyó adatok a BOP szabályai szerint könyveltek, azaz a BEA NIIP-közzétételéhez képest ellenkező előjellel könyvelték azokat; ez az oka annak, hogy a (10) és (12) számú egyenletekben negatív előjellel szerepelnek.



$$\Delta NIIP^R = NIIP_T^R - NIIP_0^R = -\sum_{t=1}^T FA^R + \sum_{t=1}^T VA^R + \sum_{t=1}^T OA^R \quad (12)$$

ahol  $OA$  jelképezi az egyéb kiigazításokat, mint az eszközök osztályátsorolását, továbbá a közvetlen tőkebefektetések folyó áron történő számbavételéből, de az azokat érintő tranzakciók piaci áron történő regisztrálásából fakadó eltéréseket. A (10) és (12) egyenletek felhasználásával adódik, hogy a GAP nem más, mint az egyéb kiigazítások összege:

$$\begin{aligned} GAP &= (NIIP_T^R - NIIP_0^R) + \sum_{t=1}^T FA^R - \sum_{t=1}^T VA^R = \\ &= (-\sum_{t=1}^T FA^R + \sum_{t=1}^T VA^R + \sum_{t=1}^T OA^R) + \sum_{t=1}^T FA^R - \sum_{t=1}^T VA^R = \sum_{t=1}^T OA^R. \end{aligned} \quad (13)$$

Az, hogy 1750 ezer milliárd dolláros különbség keletkezik a hivatalos és a számított IIP közt, jelentős számbavételi hibát jelent a nemzetközi számlák esetében – feltételezve, hogy az összes egyéb kiigazítás nem értékelési kiigazítás, továbbá, hogy a fenti számítási mód helyes mind logikailag, mind a használt adatokat tekintve. Vagyonszályokat érintő számbavételi változás értelemszerűen különbséghez vezet; ilyen volt például a banki és nem banki eszközök esetén a betétek újraosztályozása. De általánosságban a „gap” forrásai – ahogy az a (10) képletből kiolvasható – vagy a folyó adatokat érintő hibák, vagy a kezdeti, illetve végső állományadatok esetén az input adatokat érintő változások, mint pl. a számba vett eszközök körének a bővülése vagy újraosztályozása. A feltárt „gap” tartalmának megismeréséhez nélkülözhetetlen feltárni a nemzetközi számlákban megbújó hiányosságokat, lyukakat, és becslést adni ezek nagyságára. CTW az 1990-től 2007-ig terjedő időszakot vizsgálta és adott becsléseket.

### 3.2.1 Vagyontárgyak, amelyeket nem tartalmaz a múltbeli pénzügyi elszámolás

Vannak olyan vagyontárgyak, amelyeket nem tartalmaz a múltbeli pénzügyi elszámolás, mint a privát lakóingatlanok (a DI-ben lenne a helyük) és a pénzügyi derivatívák, amelyek 2006-tól szerepelnek a felmérésben. Ezen tételek esetében mind a folyó (BOP), mind pedig a pozíció-(IIP-) adatokat becslik. Ezeknek a tételeknek nincs hatása a „gap” nagyságára, mivel feltételezzük, hogy nem tartalmaznak egyéb kiigazítást, ugyanakkor jelentős hatással vannak a statisztikai hibára és az IIP-re.

A lakóingatlanok esetében CTW a kötelezettségek tekintetében 798 Mrd \$, míg a követelések tekintetében 233 Mrd \$ állományt becsül 2007-re, míg a vizsgált időszak alatt 276 Mrd \$ nettó pénzügyi beáramlást az amerikai ingatlanokba. Ezek eredőjeként 210 Mrd \$ amerikai kötelezettséget mutat ki a külföld felé.

A 2006-tól számba vett derivatívák kitűnő példái annak, miként vezet téves következtetésekhez az, ha a BEA közzétett adatait nem kellő körültekintéssel használják fel. A BEA 2005-ös, felülmódosított IIP-prezentációjában a derivatívákat érintő számbavételezés 1132 Mrd \$ összegét a kötelezettségek és 1190 Mrd \$ összegét a követelések oldaláról az egyéb kiigazítás tartalmazza, majd 2006-tól ezt már külön dokumentálja. Így az (1) képlet alkalmazásakor automatikusan túlbecsüljük a tőkenyereséget mind a követelések, mind a kötelezettségek esetén, valamint az USA számára számított hozamfölséget tovább növekszik.

### 3.2.2. Ismert hiányossággal bíró tételek

Ide tartoznak azok a tételek, amelyek ismert hiányossággal bírnak a folyó fizetési és pénzügyi számlákban, viszont az állományadatok szempontjából minden rendjén valónak tűnik (termélexport, immateriális javak kereskedelme).

Az exportadat a legmegbízhatóbbnak tekintett adatok egyike, ennek ellenére számos problémát vet fel. Ennek legfőbb oka az, hogy az amerikai hatóságok az import után adót szednek, az export után viszont nem, ezért az importadatok számbavételére jelentősebb energiát fordítanak, mint az exportadatokéra. Másik oka, hogy a vállalatok – adófizetési kötelezettségeik csökkentése érdekében – igyekeznek az exportbevételük egy részét az exportszámlák alulszámlázása révén eltüntetni. Számos tanulmány foglalkozott a jelenséggel, amelynek a mértékét jól jelzi, hogy pl. 1989-ben a Kanadába irányult exportot 20%-kal számlázták alul (Kester [1992]). 2000-ben új elektronikus jelentési rendszert vezettek be, amelyről feltételezik, hogy jelentősen csökkentette az export alulszámlázását. Ezek figyelembevételével CTW a teljes amerikai export 4–6 százalékos alulszámlázását feltételezi, és ezzel a vonatkozó kereskedelmi adatok ugyanilyen arányú statisztikai hiányát. Ennek számszerűsített nagysága 575 Mrd \$, ami azt is jelenti, hogy ezzel az összeggel csökken a valós GAP nagysága.

Egy másik itt említendő tétel az immateriális javakat érintő kereskedelem és annak számbavétele. Ennek megértésre álljon itt egy példa a sugárzási sáv használati jogával kapcsolatban. Maga az elektromágneses sáv nem gazdasági tevékenység eredménye, azonban használati joga értékkel bír. Amikor ilyen „eszközt” külföldre adnak el, akkor a hozzá kapcsolódó tranzakció nem kerül be a folyószámlák közé, hiszen ha másképp lenne, akkor a GDP azonosság –  $GDP=C+I+G+X-M$  – nem állna fenn, mivel a jobb oldalon olyan tételt is elszámolnánk, ami nem szerepel a megtermelt javakat reprezentáló jobb oldalon. Azonban a tranzakció kihagyása a folyó mérlegből nem elégséges, minthogy az maga pénzügyi áramlást eredményez külföldről. Éppen ilyen és hasonló tranzakciók érdekében (mint pl. adóelengedés) találták ki a tőkeszámlát, amelyet hozzáadnak a fizetési mérleghez ( $0=CA+KA+FA$ ).

Ettől függetlenül, az immateriális javak kereskedelmének számbavételét illetően továbbra is fennállnak a nehézségek, különösen akkor, amikor olyan szellemi javak adásvétele történik vállalatcsoporton belül, amelyek cégspecifikus értékkel bírnak. A BEA mindenestre dolgozik azon, hogy ezen a területen is javítsa az adatgyűjtési tevékenységét, de az eredmény még várat magára. Mindezekből következik, hogy CTW nem is tesz kísérletet az immateriális javak értékbecslésére, de megemlíti, hogy ez a tétel lehet az egyik forrása a DI-t érintő egyéb kiigazításoknak.

Ugyancsak idesorolható az amerikaiak külföldi kötvény- és részvényvásárlásaihoz kapcsolódó számbavételi probléma. A legelső jelentős felmérést 1994-ben végezték az amerikai szervezetek; ennek eredményeként az 1990 és 1995 közti adatállományt éves szinten átlagosan 90%-kal módosították felül (az ezt megelőző, utolsó felmérés 1946-ban készült). Ahogy már említettük, visszamenőleg lehetetlen volt a feltárt követelésállományt az értékelési kiigazításhoz vagy a folyó adatokhoz rendelni, ezért a felmért és becslült pozíciók közötti feltárt különbséget mint egyéb kiigazítást számolták el. Ugyanez történt nagyjából az 1997-es felmérés után is. A 2001-es és 2003-as felmérést követően már a tranzakciós adatokat is érintette egy mérsékelt módosítás. Ezen feltárt hiányok forrása az amerikai befektetők frissen kibocsátott külföldi értékpapír-vásárlásainak aluljelentése volt, ezt a problémát 2004-től megoldották, a múltbeli adatokat viszont nem érintette a felülvizsgálat.

A követelésekkel szemben az amerikai kötelezettségeket érintő adatokat csak kevésbé módosították, és a kötvények esetében az is negatív lett, ami a folyó adatokat érintő módosítás nélkül a számított tőkenyeresség csökkenését eredményezi.

Mint ahogy az 1990 és 2003 közti tranzakciós adatokat nem, vagy csak alig módosították, ezért CTW a részvény- és kötvényköveteléseket érintő egyéb kiigazítás nagy részét a folyó adatok közt számolta el – ami összhangban van a korábbi piaci alapú, alacsonyabb jövedelmezőséget eredményező hozamszámítási eredményekkel. Az utólagosan feltárt és egyéb értékelésig elkönyvelt állományadat valójában a tranzakciók hiányos nyilvántartásából fakad, ami a kötvények esetében 812, míg a részvények esetében 302 Mrd \$ állománynövekményt jelent amerikai részről, azaz nem tőkenyerességből, hanem értékpapír-vásárlásból fakad.

Az utolsó, a folyó fizetési és pénzügyi számlákban hiányosságot hordozó tényező a banki és nem banki tételeket érintő értékelési kiigazítás, amely a vagyonształy jellegénél fogva nem jelentős, minthogy jórészt kamatozó banki betétek és lejáratall bírő, rövid távú értékpapírok alkotják csekély, a devizaárfolyam-változásból fakadó értékváltozással. Az egyéb kiigazítás forrása ezen vagyonształy esetében a számba vett eszközök körének a változása. A követelésoldalt 338, míg a kötelezettségoldalt 189 Mrd \$ kumulált egyéb kiigazítás érte, ami nettó 150 Mrd dollárnyit magyaráz a „gap”-ból; ennek az oka a tranzakciók számbavételének hiányos volta lehet.

### 3.2.3. Ismert hiányossággal bírő állományadatok

Ezek olyan tételek, amelyeknek az állományadata ismert hiányossággal bír, viszont a megfelelő folyó adatokról feltételezett, hogy helyesek (közvetlen befektetések szellemi javakba, részvények rövidre történő eladása).

A BEA az IMF-ajánlásoknak megfelelően a folyó- és pozícióadatokat igyekszik piaci értéken könyvelni ott, ahol az megoldott. Az immateriális javak esetében viszont ez nem, vagy csak alig lehetséges. A probléma áthidalására a BEA a részvényindexeket és az immateriális javak pótlási értékét veszi figyelembe az értékelési kiigazításnál.

Felismervén a kutatás-fejlesztés (R&D) és más szellemi tőke mérésének fontosságát, a BEA közlétesz egy kiegészítő számlát (*Robbins–Moylan* [2007]), amelyik a kutatás-fejlesztéssel kapcsolatos kiadásokat beruházásként és nem költségként veszi nyilvántartásba. Az immateriális javakba történő közvetlen befektetések esetében CTW feltételezi a statisztikai számbavétel helyességét, de mivel ezen szatellit számla tételei értelemszerűen nem jelentek meg a múltbeli könyvelési tételekben, ezért a beruházásokból származó jövedelmeknél kiigazítja a folyószámlát. Ezek a becslések viszont szerények, összességükben 59 Mrd dollárt tesznek ki, ami a szatellit számla kiigazított és kiigazítatlan adatai közötti különbségnek a kumulált összege.

A részvények rövidre történő eladása során – azaz kölcsönvételük és eladásuk esetén – a statisztikai hiányosság akkor keletkezik, amikor például egy külföldi befektető egy amerikai értékpapírt ad el rövidre egy amerikai rezidensnek. Ekkor helyesen csökken az amerikaiak kötelezettsége a külföld irányában, de a külföld negatív pozíciója nem jelenik meg a pozíció-adatokban, minthogy a negatív pozíciók nem tartoznak a nemzetközi jelentési standardok közé (hamarosan változhat). Ennek eredményeként a pozícióadatok a valósánál nagyobbak mutatkoznak, minthogy csak pozitív tételeket foglalnak magukba. Az S&P 500 2006-os közzététele szerint a kereskedett volumen 3%-át érintette a rövidre eladás, ennek alapján

CTW az amerikai kötelezettségeknek az adott évre vonatkozó 2791 Mrd \$ állományát 84 Mrd dollárral csökkentette, míg a követelések oldalán nagyobb arányú módosítást hajtott végre. Korábbi tanulmányra alapozva (*Endo-Ree* [2006]), az Egyesült Királyságban 4%-nak, míg más országokban – ahol a rövidre eladás lehetséges – 5 százalékosnak feltételezi az amerikai részvényállomány felülbecslését. A short pozíciókkal módosított állományadatokkal együtt pedig módosulnak a számított hozamok is: a kötelezettségek esetében 10,8%-ra, míg a követelések oldalán 12,2%-ra.

A kötvényekre hasonló becslést adni a short pozíciókat illetően nehezebb, minthogy semmiféle tanulmány vagy felmérés nem készült ezzel kapcsolatban. A szerzők a Karib-szigeteken tevékenykedő pénzügyi vállalkozások kötvényállományával egyező nagyságú short pozíciót feltételeznek, minthogy ezen vállalkozások többsége hedge fund, amelyekre a kötvényjellegű befektetés nem jellemző. Ezek a cégek 2007-ben az amerikai kötvénykötelezettségek 3–4,1%-át birtokolták, amiből CTW az állományadatok 185 Mrd \$ körüli túlbecslésére következtet.

A kötvényekre és részvényekre vonatkozó pozícióadatokat érintő, fenti módosításoknak jövedelmi oldala is van a folyószámlán keresztül az osztalék- és kamatjellegű jövedelmeknek köszönhetően, aminek a kumulált összege 41 Mrd \$ az USA javára.

### 3.3. A GAP újraszámolása

A 3a. táblázat foglalja össze a fenti folyó fizetési számlát, illetve a pénzügyi számlát érintő becsléseket, amelyek eredményeként a nettó kumulált pénzügyi kiáramlás 501 Mrd dollárral nőtt. A 3b. és 3c. panel az amerikai követeléseket és kötelezettségeket ért kiigazításokat mutatja, amelyekből következően a 2007. évi nettó IIP az USA számára 512 Mrd dollárral negatívabbnak tűnik a hivatalos adatnál. Ezen tranzakció- és pozícióadatok fényében lehetséges a GAP újraértékelése; ennek az alternatíváit a 4. táblázat foglalja össze. Az első oszlop az eredeti adatokból számított 1750 ezer milliárd dolláros GAP számadatait tartalmazza, a többi oszlop pedig a 3. táblázatból adódó alternatívákat írja le. Az (A) oszlop a pénzügyi- és folyószámlákat ért minden kiigazítást tartalmaz, továbbá tartalmazza a pénzügyi derivatívákat és az ingatlanokat érintő értékelési kiigazításokat (VA) – amelyeket a (10) képlet szerint számítottak azon feltétel mellett, hogy az „egyéb kiigazítás” nulla –, valamint az értékpapírok esetében a short pozíciókkal korrigált értékelési kiigazítást. Ezek eredményeként a GAP drámai módon 369 milliárd dollárra csökken.

Ahogy már említettük, a közvetlen külföldi befektetések (DI) esetén az egyéb kiigazítás egyrészt tükrözheti egy tranzakciónak a könyv szerinti és a piaci értéke közötti különbséget (megtévesztően az immateriális javakat), valamint a leányvállalatok tőkenyerességét, illetve veszteségét; de azok egymáshoz viszonyított arányát nem lehet tudni. A 4. táblázat Eredeti adatsor és (A) oszlopában vázolt alternatívája azzal a feltételezéssel készült, hogy az összes egyéb kiigazítás teljes egészében a piaci és a könyvbeli érték közti különbségnek tulajdonítható, ami gyakorlatilag a tranzakciós összeg immateriális javakkal csökkentett összegének felel meg.

A (B) oszlop azt a változatot vázolja fel, amikor a DI-t érintő, egyéb kiigazítást teljes egészében tőkenyerességként könyvelik el; ennek következtében gyakorlatilag eltűnik a GAP, ami egyenértékű azzal, hogy a DI-t érintő, a külföld és USA közti jövedelmkülönb-

ség 0,8%-ról 2,3%-ra növekszik (ahogy az 1. táblázatban látható a felülvizsgált adatokból számítva).

A (C) oszlopban a pénzügyi derivatívákra és ingatlanokra vonatkozó becslések nélküli változat jelenik meg, minthogy azok becslései nem tekinthetők teljesen megalapozottaknak.

#### 4. KÖVETKEZTETÉS

Az „exorbitant privilege” nézet megalapozottságához szükséges lenne, hogy a feltárt 1752 milliárd dolláros GAP – amely jelentős részben az egyéb kiigazításból származik – tőkenyereség legyen. Ezzel ellentétben CTW megmutatta, hogy a GAP javarészt a nemzetközi számlák hiányosságaiból fakad, és a számításaival összhangban álló, kisebb hozamfőlényt használva, a 2007. év végi GAP 369 milliárd dollárra redukálódik. Mindezek után adódik a következtetés: az USA a külföldhöz képest valóban jövedelemtöbblettel bír nemzetközi befektetési pozícióját tekintve, ez azonban korántsem akkora, mint azt a korábbi tanulmányok állították. A bruttó pozíciók jelenlegi magas szintje mellett még a CTW számításai által kapott 0,9–1,1 százalékos amerikai hozamfőlény is jelentős értékelési kiigazítást eredményezhet, ami magyarázza a nettó IIP és a kumulált folyó fizetési mérleg közti különbség felét.

CTW felhívja a figyelmet arra, hogy nem szabad az eredményeiből messzemenő következtetéseket levonni. A folyó fizetési számla – amit azért találtak ki, hogy megfelelő könyvelési keretet nyújtson a nemzetközi forgalomban részt vevő áruknak és szolgáltatásoknak – és a nemzetközi befektetési pozíció között a kapcsolat számos lépésben valósul meg a pénzügyi számla, a tőkeszámla és az értékelési kiigazítások révén. Éppen ezért az IIP jövedelmezősége és annak nagysága, valamint a folyó fizetési számla deficitjének fenntarthatósága között sincs közvetlen kapcsolat. De a fent említett tények következménye az is, hogy az amerikai folyó fizetési számla deficitjének fenntarthatóságát vizsgáló, korábbi elemzések téves adatokra támaszkodtak. Ebből azonban nem következik, hogy azok következtetései ne lennének helytállóak, de figyelmeztet arra, hogy a helyzet kevésbé fenntartható, mint azt eredetileg gondolták. Így ezen eredmények további adalékként szolgálnak a dollár értékállóságát illető kétségekhez, és egy magasabb kamatlábakkal bíró amerikai, egyben nemzetközi kamatkörnyezetet vetíthetnek előre.

FÜGGELÉK<sup>13</sup>

1. táblázat

## A tőkenyeresség becslése (1990–2007)

Osztály	Eredeti IIP	Felülvizsgált IIP	CTW
	(A)	(B)	(C)
Részvénykövetelések	8.6%	13.2%	8.2%
Részvénykötelezettségek	9.5%	10.9%	9.7%
Kötvénykövetelések	0.7%	4.5%	2.0%
Kötvénykötelezettségek	0.7%	-1.3%	0.6%
DI követelések	0.7%	0.3%	0.3–1.3%
DI kötelezettségek	0.4%	-2.0%	-2.0–0.5%
Banki és nem banki követelések	0.1%	0.0%	0.1%
Banki és nem banki kötelezettségek	0.1%	0.5%	0.1%
Egyéb eszköz követelések	2.8%	2.7%	2.8%
Egyéb eszköz kötelezettségek	0.0%	0.1%	0.0%
Összes követelés	2.2%	3.3%	2.3–2.5%
Összes kötelezettség	1.5%	0.9%	1.1–1.6%
Összes különbség	0.7%	2.4%	0.9–1.1%

*Megjegyzés:* A számítás az eredeti és a felülvizsgált BEA-adatokból, valamint a CTW-módszer szerinti piaci hozamokból történt.

2. táblázat

**A pozíció- és a folyó adatok,  
valamint az értékelési kiigazítás összegegyeztetése**

Mrd USD	1989-es állomány	Pénzügyi áramlások	Értékelési kiigazítás	2007-es állomány	GAP
	(A)	(B)	(C)	(D)	(D-A-B-C)
Részvénykövetelések	197	1,481	2,786	5,171	707
Részvénykötelezettségek	276	1,175	1,323	3,108	352
Kötvénykövetelések	117	983	124	1,478	255
Kötvénykötelezettségek	663	6,314	81	6,667	-391
DI követelések OA nélkül	553	2,483	569	3,333	-273
DI kötelezettségek OA nélkül	468	2,282	340	2,423	-667
DI követelések OA-val	553	2,483	297	3,333	0
DI kötelezettségek OA-val	468	2,282	-327	2,423	0
Banki és nem banki követelések	948	3,428	75	5,002	550
Banki és nem banki kötelezettségek	841	4,243	59	5,387	244
Egyéb eszköz követelések	255	-14	132	372	-2
Egyéb eszköz kötelezettségek	63	228	0	296	6
Derivatív követelések	0	-36	62	84	58
Összes követelés DI OA nélkül	2,071	8,325	3,749	15,439	1,294
Összes kötelezettség DI OA nélkül	2,311	14,223	1,804	17,881	-457
<b>Összes különbség DI OA nélkül</b>	<b>-240</b>	<b>5,899</b>	<b>1,944</b>	<b>-2,442</b>	<b>1,752</b>
Összes követelés DI OA-val	2,071	8,325	3,475	15,439	1,568
Összes kötelezettség DI OA-val	2,311	14,223	1,137	17,881	210
<b>Összes különbség DI OA-val</b>	<b>-240</b>	<b>-5,899</b>	<b>2,338</b>	<b>-2,442</b>	<b>1,358</b>

*Megjegyzés:* A pozíció- és folyó adatok forrása a BEA 2008-as IIP-prezentációja. Az értékelési kiigazítást a CTW számítása szerint kapott jövedelmezőségi mutatók felhasználásával számítottuk. A FDI/DI és az „Összes különbség” az azokat érintő, számított egyéb kiigazítással (OA), illetve anélkül is szerepel.

3a. táblázat

## Nettó tranzakciós kiigazítások

Év	Pénzügyi derivatíva	Ingatlan	Termélexport	Kötvény	Banki és nem banki	Részvény	Jövedelem	R&D	Összes
1990		6	23	-12	4	-23	2	-4	-5
1991	0	6	25	-34	3	-42	1	-4	-45
1992	0	7	26	-32	-4	-7	1	-4	-13
1993	0	8	27	-48	-40	-56	1	-4	-113
1994	0	8	30	-4	-30	-1	1	-4	1
1995	1	8	34	-63	3	-43	2	-4	-63
1996	1	10	36	0	-16	-52	2	-4	-22
1997	2	11	40	-87	25	-66	2	-4	-77
1998	2	13	40	-68	17	-16	2	-8	-18
1999	3	14	40	17	-10	-33	2	-6	28
2000	5	15	29	-82	-28	33	3	-5	-30
2001	8	16	27	-18	24	-1	3	-5	54
2002	10	19	26	-191	-17	64	1	-3	-91
2003	13	22	27	-118	-125	60	1	-4	-124
2004	17	27	30	-35	-2	48	2	1	88
2005	22	31	33	-141	-255	-139	4	1	-443
2006		29	39	35	119	-43	6	1	186
2007		25	44	71	26	15	5	1	187
<b>Total</b>	<b>85</b>	<b>276</b>	<b>575</b>	<b>-812</b>	<b>-306</b>	<b>-302</b>	<b>41</b>	<b>-59</b>	<b>-501</b>



*3b. táblázat***Az amerikai követeléseket érintő kiigazítások**

Év	Pénzügyi derivatíva	Ingatlan	Short ÉP	R&D	Összes
1989	3	32	-8	48	75
1990	5	35	-8	50	82
1991	7	41	-12	53	89
1992	11	44	-13	57	98
1993	16	48	-23	60	101
1994	24	53	-27	64	115
1995	37	58	-28	67	134
1996	55	64	-35	72	156
1997	82	73	-50	75	180
1998	123	82	-61	80	224
1999	185	94	-68	87	298
2000	278	104	-61	92	413
2001	417	117	-63	98	568
2002	542	136	-54	103	727
2003	704	155	-82	112	890
2004	915	182	-99	125	1,124
2005	1,190	212	-129	139	1,411
2006		225	-166	154	213
2007		233	-217	171	187

3c. táblázat

## Az amerikai kötelezettségeket ért kiigazítások

Év	Pénzügyi derivatíva	Ingatlan	Short ÉP	R&D	Összes	Net (Claims – Liabilities)
1989	3	111	-25	37	126	-51
1990	5	120	-25	41	141	-59
1991	7	139	-28	45	162	-73
1992	10	151	-31	50	180	-82
1993	15	165	-35	55	200	-99
1994	23	182	-38	60	228	-114
1995	35	197	-50	66	249	-115
1996	52	220	-61	73	283	-127
1997	78	248	-77	79	328	-148
1998	117	281	-90	92	399	-175
1999	176	322	-102	103	499	-201
2000	264	357	-111	116	626	-213
2001	396	399	-117	125	804	-235
2002	515	464	-121	132	990	-263
2003	670	532	-149	141	1,194	-304
2004	871	624	-174	149	1,469	-345
2005	1,132	724	-198	159	1,817	-406
2006		769	-243	169	695	-482
2007		798	-278	180	699	-512

4. táblázat

## A GAP alternatív becslése

	Eredeti adat	Becslés (A)	Becslés (B)	Becslés (C)
<b>1. 1989 NIIP</b>	<b>-240</b>	<b>-291</b>	<b>-291</b>	<b>-213</b>
Pénzügyi derivatíva	–	0	0	–
Ingatlan	–	-79	-78	–
Short ÉP kiigazítás	–	17	17	17
R&D kiigazítás	–	11	10	10
<b>2. Σ Financial Account</b>	<b>5,899</b>	<b>4,840</b>	<b>4,840</b>	<b>4,479</b>
Pénzügyi derivatíva	–	85	85	–
Ingatlan	–	276	276	–
Részvénykiigazítás	–	-302	-302	-302
Kötvénykiigazítás	–	-812	-812	-812
Banki és nem banki kiigazítás	–	-306	-306	-306
<b>3. Σ VA and OA</b>	<b>1,944</b>	<b>1,809</b>	<b>2,203</b>	<b>2,270</b>
Pénzügyi derivatíva	–	143	143	–
Ingatlan	–	-210	-210	–
Short ÉP	–	-68	-68	-68
DI „Egyéb kiigazítás”	–	–	395	395
<b>4. 2007 NIIP</b>	<b>-2,442</b>	<b>-2,954</b>	<b>-2,954</b>	<b>-2,389</b>
Ingatlan	–	-565	-565	–
Short Részvény	–	61	61	61
R&D	–	-9	-8	-8
<b>5. GAP(A.4+A.2–A.3–A.1)</b>	<b>1,752</b>	<b>369</b>	<b>-26</b>	<b>32</b>
6. Kumulált CA	-5,888	-5,331	-5,331	-5,331
<b>Kumulált SD</b>	<b>32</b>	<b>533</b>	<b>533</b>	<b>895</b>

**IRODALOMJEGYZÉK**

- BUIITER, WILLEM [2006]: Dark Matter or Cold Fusion?, Goldman Sachs Economic Research, *Global Economics Paper*
- CURCURU, STEPHANIE E.–DVORAK, TOMAS–WARNOCK, FRANCIS E. [2008a]: Cross-Border Returns Differentials, *International Finance Discussion Papers*, 2008. február
- CURCURU, STEPHANIE E.–DVORAK, TOMAS–WARNOCK, FRANCIS E. [2008b]: Decomposing the U.S. External Returns Differential, 2008. december
- CURCURU, STEPHANIE E.–DVORAK, TOMAS–WARNOCK, FRANCIS E. [2008c]: Current Account Sustainability and Relative Reliability, Board of Governors of the Federal Reserve System, *International Finance Discussion Papers*, 2008. szeptember
- HAUSMANN, RICARDO–STURZENEGGER, FEDERICO [2005]: U.S. and Global Imbalances: Can Dark Matter Prevent a Big Bang?, Center for International Development (CID), Working Paper, 2005. november
- HEATH, ALEXANDRA [2007]: What explains the US net income balance?, Bank for International Settlements, BIS Working Papers, No. 223, 2007. január
- IMF [1993], Balance Of Payments Manual
- ROBBINS, CAROL A.–MOYLAN, CAROL E. [2007]: Research and Development Satellite Account Update, Estimates for 1959–2004, New Estimates for Industry, Regional, and International Accounts, Bureau of Economic Analysis – National Science Foundation, 2007. október

CZIKE ANNA ORSOLYA

# Az állampapír-piaci referenciahozamok a makrogazdaság tükrében

Az elmúlt évtizedekben hazánk és a környező „átmeneti” országok pénz- és tőkepiacai jelentős fejlődésen mentek keresztül, és elérték azt a szintet, hogy megfigyelhető reakciójuk hatékonysága, amellyel az új információkra válaszolnak. E cikkben a magyar állampapírpiac hatékonyságát vizsgálom abból a szempontból, hogy milyen ütemben és eredménnyel építi be az újonnan érkező makroökonómiai információkat. Az eredmények alapján megállapítható, hogy bár néhány szempontból a piac némely reakciója a hozamok tükrében szigorúan közgazdasági értelemben nem nevezhető racionálisnak, működése megfelel a hatékonysági követelményeknek. Az eltérő időtávokra vonatkozóan a piaci szereplők más és más releváns információra figyelnek; általánosságban a rövidebb hozamokat a gazdaság jelenlegi állapotáról szóló hírek, míg a hosszabb hozamokat a várható fejlődési pályával kapcsolatos információk befolyásolják.

## 1. BEVEZETÉS

Széles körben elismert tény, hogy a makroökonómiai információk befolyásolják a tőkepiacokat. A hatékony tőkepiacok elméletének állítása szerint a piacok egyik alapvető jellemvonása az új információk beépülésének gyorsasága; a piaci hatékonyság közepes szintjén minden közzétett információ tükröződik az árakban.

Számos empirikus tanulmány készült, amelyek a pénzügyi piacok válaszadását kutatták a makroökonómiai bejelentésekre, és általában véve arra az eredményre jutottak, hogy a fejlett tőkepiacok reakciói közel hatékonyan mondhatók, amennyiben a megfigyeléseket napon belül végezzük. A korábbi, napi változásokat vizsgáló kutatások már jóval csekélyebb eredményt hoztak, a legtöbb esetben a makrogazdasági változó hatása nem bizonyult kimutathatónak még a kötvénypiacokon sem. A részvénytőkepiacokon belül pedig számos makrováltozó ellentétes irányú folyamatot indít el, amelyek nem különíthetők el, ezért a hatások kimutathatósága csökken.

Végeredményben többnyire hatékonyan találtam a magyar piacot abban az értelemben, hogy a vizsgált állampapír-piaci referenciahozamoknak a makrobejelentésekre adott válaszában – egy kivételével – minden esetben csak a meglepetésváltozó mondható szignifikánsnak; továbbá, a hatás azonnali, és csak néhány esetben tartalmaz kimutatható késleltetett hatást, utólagos korrekciót. A közép-európai átmeneti országokról mindeközéig csak egy hasonló jellegű tanulmány született, amelynek eredménye azonban lényegesen eltér az általam megfigyeltektől. A csehországi vizsgálatok<sup>1</sup> szerint a piac nem, vagy csak nagyon

1 PODPIERA, RICHARD [2001]

kis mértékben mondható hatékonyak. Mindemellett tartózkodom az eredmények bármiféle összehasonlításától, mert a megfigyelt piacok, illetve időintervallumok eltérése nem teszi ezt lehetővé.<sup>2</sup>

A cikk következő részében áttekintem a korábbi tanulmányok eredményeit, majd az alkalmazott módszertanokat ismertetem, valamint felvázolom az általam használt módszer elemeit. Végül a kapott eredményeket mutatom be, és értelmezem ezeket a magyar gazdaság viszonyaira.

## 2. KORÁBBI TANULMÁNYOK

A szakirodalom széles köre foglalkozik az új információk megjelenésének hatásaival. A könnyebb átláthatóság kedvéért az egyes tanulmányokat a különböző piacoknak megfelelően csoportosíthatjuk.

### 2.1. Részvénytőzsi kutatások

Az elmélet szerint a pénzügyi eszközök árváltozásait azok az információk okozzák, amelyek a fundamentális változók értékének megváltozásáról szólnak. A részvénytőzsi piacokat tekintve azonban meglehetősen nehéz ezt bizonyítani.<sup>3</sup> *Cutler, Poterba* és *Summers* [1989] a Standard and Poor's Composite (S&P 500) részvényindex ötven legnagyobb napi változását vizsgálva azt találta, hogy a sajtóban megjelenő új információk hatása nem különösebben jelentkezik a piaci mozgásokban. Az *ex post* hozamokban tapasztalt korrelációval pedig azt a nézőpontot támasztja alá, hogy a részvényárfolyamok más, elsősorban nem fundamentális információkra reagálnak. Korábbi kutatások<sup>4</sup>, csekély szignifikanciával ugyan, de kimutatták, hogy a részvénytőzsi piac más módon reagál a pénzügyi (pénzkínálattal és diszkont kamatlábakkal kapcsolatos), mint a makroökonómiai információkra. *McQueen* és *Roley* [1993] lényegesen erősebb kapcsolatot talált a részvényárfolyamok és a hírek között az üzleti ciklusok bizonyos szintjeinek megkülönböztetésével. Mindazonáltal *McQueen* és *Roley* is csupán 3,9%-ban tudta magyarázni az S&P 500 index napi változását.

A részvénytőzsi piacokon tapasztalható, meglehetősen gyenge információs hatásra azonban könnyen magyarázatot adhatunk. A megfigyelhető információk feltehetően ugyan relevánsak a részvények árfolyamváltozásait illetően, ez a hatás azonban több dolog miatt is nehezen kimutatható. Erre könnyen példát is találhatunk: a részvényárfolyamok függenek egyrészt a pénzáramlásoktól, másrészt a diszkontot jelentő kamatlábtól. Ezeknek a változása

2 *PODPIERA* az 1997 novembere és 2000 áprilisa közötti időszakot vizsgálta a cseh piacon, hasonló lineáris regressziós módszertannal. Eredményei azt mutatják, hogy a bejelentések hatása közel sem jelez olyan tulajdonságokat, amelyeket a hatékony piacok elmélete alapján várhatunk. A változások nem csak a meglepetés függvényében jelentkezték, valamint az információ beépülése sem volt azonnali.

3 *FLEMING, M. J.* és *REMOLONA, E.* [1997]: What Moves the Bond Market?, *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*, 3(4), 31–50. o.

4 Többek között a nyolcvanas években *SCHWERT, G. W.* [1981]: The Adjustment of Stock Prices to Information about Inflation, *Journal of Finance* 36., No. 1:15–29., valamint *PEARCE, D. K.* és *ROLEY V. V.* [1985]: Stock Prices and Economic News, *Journal of Business* 58, No. 1., 49–67. o.

az információt követően sok esetben ellentétesen mozgatja az árat, aminek köszönhetően a kívánt hatás elmarad a kimutathatótól.

A kötvények árváltozásai – ellentétben a részvényárfolyamokkal – jóval szembetűnőbbek, annak következtében, hogy a kötvények pénzáramlásai meglehetősen kötöttek. Példaként: egy gazdasági teljesítményre vonatkozó adat, amely felülmúlja a várakozásokat, megemeli a kamatlábak szintjét, ami csökkenti mind a részvény-, mind a kötvényárfolyamokat. Ugyanakkor a bejelentés következtében a részvényhez kapcsolódó pénzáramlások is emelkednek. Ennek következtében a részvényárfolyam nettó változása valóban elmarad a kötvény árának változásától, és amíg a kötvény esetében ez biztosan negatív hatású lesz, a részvény attól függően reagál pozitívan, illetve negatívan, hogy a két hatás közül melyikre érzékenyebb.

## 2.2. Kötvénypiacokat vizsgáló munkák

A bemutatott okok azt sugallják, hogy a kötvénypiacok reakciója sokkal tisztább, és könnyebben kimutatható. Valóban, az évek során rengeteg kötvénypiacokat vizsgáló kutatás bizonyította, hogy számos makroökonómiai információ (fogyasztói és termelői árindex, pénzkínálat, ipari termelés, munkanélküliségi ráta stb.) hat a kötvénypiaci árváltozásokra. A piaci változásokon ezekben a tanulmányokban a napi kamatláb-változásokat értik, és a bejelentéseket „meglepetésváltozóként” definiálják: ez az eltérés a becslült és a tényleges érték között. Az előrejelzések egyrészt a tanulmányok szerzőinek, másrészt a piaci szereplőknek a becslése a vizsgált információra nézve.

Amennyiben egymástól eltérő periódusokat tekintünk, a különböző kutatások különböző makropiaci híreket találtak relevánsnak. A nyolcvanas évek elejéig a pénzkínálattal kapcsolatos információk hatása volt a középpontban. A nyolcvanas évek közepén már csökkenő érdeklődést találunk a hasonló jellegű bejelentések iránt.<sup>5</sup> A nyolcvanas évek tanulmányai<sup>6</sup> az árindexek és munkanélküliségi ráták hatásának erősödését mutatták ki. A kilencvenes években pedig a munkapiac árai felé fordult a figyelem.<sup>7</sup>

Figyelemreméltó, hogy a kötvénypiacokat vizsgáló tanulmányok – bár széles körben feltérképezték az információk hatását – csak igen csekély számú bejelentéstípus relevanciáját mutatták ki. Az egyik lehetséges magyarázat erre, hogy ekkor még nem volt napon belüli árfolyamváltozásokra vonatkozó adatbázis, amelyen a hatást vizsgálni lehetett volna, a napi kamatláb-változások pedig nem rendelkeznek kellő gyakorisággal ahhoz, hogy az adott hatás megfigyelhetővé váljon. Ennek megfelelően született meg annak az igénye, hogy az információk hatását közvetlenül a bejelentést követően kellene vizsgálni. A látványos hatás hiányának egy másik lehetséges magyarázata, hogy a megjelenő információ befolyá-

5 DWYER, GERALD P. és HAFFER, R.W. [1989]: Interest Rates and Economic Announcements, Federal Reserve Bank of St. Louis Review, március–április, 34–46. o.

6 Például URICH, T. és WACHTEL, P. [1981.]: Market Response to the Weekly Money Supply Announcements in the 1970s, *Journal of Finance* 36, No. 5., 1063–1072. o.

SMIRLOCK, M. [1986]: Inflation Announcements and Financial Market Reaction: Evidence from the Long-Term Bond Market, *Review of Economics and Statistics*, 68(2), 1986. május

7 COOK, T. és KORN, S. [1991]: Reaction of Interest Rates to the Employment Report: The Role of Policy Anticipations, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review*, szeptember–október, 3–12. o.

soló ereje nagymértékben változhat rövid időn belül is annak függvényében, hogy a gazdaságban milyen folyamatok mennek végbe. A kapott eredmények összhangban vannak az ún. „*flavour of the month*” (kb. „rövid időre felkapott”) jelenséggel, ami azt jelenti, hogy a befektetői figyelem változik egy statisztikai becsléshez elegendően hosszú periódus alatt, és az inflációs adatokra erősen reagáló piac átalakulhat más, a korábbiaktól független makro-adatokra összpontosító piaccá.

### 2.3. *Kötvénypiaci vizsgálatok napon belüli adatokkal*

A napon belüli kereskedési adatok elérhetőségével erősödött a kutatások eredményeinek látványossága. *Ederington* és *Lee* [1993] ilyen típusú futures államkötvényadatokat használt a havi gazdasági információk hatásainak vizsgálatokor. Tanulmányában arra az eredményre jutott, hogy 16 vizsgált változóból 9 jelentős hatást gyakorol az árakra; közülük a legjellemzőbbek a munkapiaccal kapcsolatos információk, valamint a fogyasztói és termelői árindexek. *Fleming* és *Remolona* [1997] az árváltozásokat és a piac likviditását megfigyelve azt találta, hogy a 19 változóból 8 az árakat, 11 pedig a kereskedett mennyiséget befolyásolja. *Campbell* és *Lewis* [1998] a kincstárjegyek és kötvények hozamának volatilitását vizsgálva megállapította, hogy a kilencvenes évek közepétől a piac egyre érzékenyebbé vált az előre adott időpontban nyilvánosságra hozott hírekre. Az ausztrál piacon a tanulmány szerint a szereplők a különböző hírek között válogatnak, a legnagyobb hatása az Egyesült Államok piaci híreinek van, ezt követik a hazai monetáris politikai bejelentések, míg az átlagos heti bér egyre csökkenő mértékben, a fizetési mérleggel és a GDP-vel kapcsolatos új információ pedig nem befolyásolja a hozamokat.

Amellett, hogy ezek a tanulmányok is a meglepetésváltozót tekintik relevánsnak, dummyváltozókat használnak azoknak a napoknak vagy időszakoknak az elkülönítéséhez, amelyeken a bejelentés történt. Általában nem foglalkoznak a bejelentés hatásának tényleges mértékével, csupán a kereskedési kedv mértékére, illetve az árak volatilitására gyakorolt, átlagos hatást vizsgálják.

Ha egy új információ hatása csupán a becslült és a tényleges adat eltérésében rejlik, a meglepetés megjelenésének és nagyságának mérése jelentősen javíthatja a becslést. Mindazonáltal azok a napon belüli adatokkal foglalkozó kutatások, amelyek nem csupán a meglepetést, hanem annak egyes tulajdonságait is változóként használták<sup>8</sup>, nem kaptak pontosabb és látványosabb eredményt, mint a fentebb említettek. *Balduzzi*, *Elton* és *Green* [1996] a standardizált meglepetésváltozóval is csupán hat változó esetében tudott szignifikanciát kimutatni a vizsgált 23-ból. Mindemellett jól kezelték, hogy az amerikai piacon egyszerre több információ is „versenyezhet” egymással, és ezekkel a ténylegesen elkülönített változókkal sokkal erősebb hatást mutattak ki. Velük ellentétben *Campbell* és *Lewis* [1998] megállapította, hogy az ausztrál piac kellően tekintetbe veszi az információnak mind az irányát, mind pedig a mértékét.

*Hautsch* és *Hess* [2003] úgy találta: az ilyen típusú eredmények hiánya annak köszönhető, hogy az alkalmazott módszertan nem képes kezelni a problémát. Külön módszert al-

<sup>8</sup> A tanulmányok különböző módon „standardizálták” a meglepetésváltozót; tehát nem csupán a várt- és a tény-adat közötti különbséget, hanem annak valamilyen transzformációját vették figyelembe.



kottak az új információ precizitásának mérésére, és ezzel az új változóval látványos eredményeket értek el. Állításuk szerint, bár a negatív és pozitív hírek eltérően befolyásolják az árat (aszimmetrikus változás), egy pontos negatív hírnek jelentősen nagyobb a hatása, mint egy kevésbé pontos (szintén negatív) információnak.

## 2.4. Devizaárfolyamok

Az információknak a devizaárfolyamokra gyakorolt hatásáról számos elméleti és empirikus kutatási munka született<sup>9</sup>, amelyek nemcsak az árfolyamváltozásokat (első momentum), de a hozamok volatilitását (második momentum) is vizsgálták.

Közös eredmény az árfolyamok elemzésében, elsősorban a napi változásokat figyelembe véve, hogy a makrobejelentések hatásait nehéz kimutatni, mert azok – egyéb tényezőknek köszönhetően – elmosódnak. Napon belüli adatokkal az eredmények általában szignifikánsak.

A másik irányzat kutatási eredményei azt mutatják, hogy a devizaárfolyamok hozamvolatilitása a bejelentéseket közvetlenül megelőző percekben megemelkedik azoknál a híreknél, amelyeknél a bejelentés pillanata nyilvános és előre adott.<sup>10</sup> Ennek okai a spekulációs üzletkötések, amelyek az egyedi információ komponens elterjedését okozzák, valamint azok a portfólióátrendezések, amelyek a megváltozott környezethez igazodnak. Az ilyen típusú híreknél a volatilitás nem sztochasztikus komponense is nagyobb.

Pearce [2003] a regresszió különböző megbontásával, illetve egyedi dummyváltozók segítségével a devizaárfolyam-válaszadások szimmetriáját (negatív vagy pozitív meglepetés), linearitását (a meglepetés nagyságától függő válasz) és a gazdaság állapotától való függését vizsgálta. A negatív és pozitív hírek hatását közel azonosnak találta (ellentétben másokkal), viszont kimutathatónak értékelte a linearitás hiányát. Az eredmények a konkrét változókra azonban eltérőek: a deficitre vonatkozó híreknek a várakozásoktól való eltéréseinek a növekedésével a devizaárfolyamok reakciója gyengül, míg a fogyasztói bizalmi index nagyobb meglepetésére az árfolyamok erősebben reagálnak. A fogyasztói árindexnél tapasztaltak tűnnek a legmeglepőbb eredmények: a nagyobb meglepetésre az árfolyamok nem reagálnak, míg a kisebb eltérésekre ugyanez kimutatható. Pearce szerint a magyarázat a Fed monetáris politikájában rejlik, a nagyobb meglepetésre nagyobb a valószínűsége egy korrekciós lépésnek.

A gazdaság állapotától való függés vizsgálata szintén kimutatható bizonyítékkal szolgált. Pearce úgy találta, hogy recessziós időszakban az árfolyamok a tartós fogyasztási cikkekkel és az átlagos munkabérrrel kapcsolatos információkra érzékenyebbek, míg az átlagosnál jobb gazdasági állapot esetén a deficitre figyel a piac.

9 Többek között: EVANS M. D. D. és LYONS R. K. [2004]: Do Currency Markets Absorb News Quickly?, NBER Working Papers 11041, National Bureau of Economic Research, Inc.; EVANS M. D. D. és LYONS R. K. [2006]: How is Macro News Transmitted to Exchange Rates?, NBER Working Papers 9433, National Bureau of Economic Research, Inc., átdolgozott kiadás: 2006. március (előző cím: Why Order Flow Explains Exchange Rates); valamint MELVIN, M. és XIXI, Y. [2000]: Public Information Arrival, Exchange Rate Volatility, and Quote Frequency, *The Economic Journal* 110, 644–661. o.

10 BAUWENS, LUC-GIOT, PIERRE-OMRANE, WALID BEN [2003]: News Announcements, Market Activity and Volatility in the Euro/Dollar Foreign Exchange Market, Core Discussion Paper 2003/29.

## 2.5. Kereskedett mennyiség

A kereskedési kedvet a részvény- és devizapiacok esetében vizsgálták, a legkorábbi írások az árakra és a kereskedett mennyiségre gyakorolt hatások összehasonlításáról szólnak. Az 1970-es évek környékén – abban az időszakban, amikor a vállalati eredmények bejelentése történt – a részvények árfolyamai a piac egészére vonatkozó várakozásoknak megfelelően mozogtak. Amikor pedig az árakra vonatkozó piaci konszenzus hiánya fellépett<sup>11</sup>, a kereskedési aktivitás megnövekedett. Eltérő eredmények születtek abból a szempontból, hogy a vállalati eredmények a napi kereskedett mennyiséget befolyásolják, viszont az óránkénti mennyiségre vonatkozóan nem volt szignifikáns hatásuk; illetve másoknál: az eredmények közzétételének hatása mind az árra, mind pedig a kereskedett mennyiségre a meglepetés mértékétől függ.<sup>12</sup>

A bejelentést követő hirtelen megugrás a kereskedett mennyiségben a piaci szereplők eltérő véleményének köszönhető, amellyel az új információt fogadják. Általában a kereskedett mennyiség információtartalmát indirekt hatásként tartják számon.<sup>13</sup> A piaci reakciók többfélék lehetnek: egyrésztől feltételezhetjük, hogy a szereplők véleményeinek heterogenitása nagymértékű spekulációs kereskedési hullámot okoz. Másrésztől az árakat és a mennyiségeket érintő véleménykülönbségek az egyedi információknak köszönhetőek. Amikor egy kereskedő egy másikkal üzletet köt, két módon közvetíthet információt: amennyiben az árát a másik kereskedőhöz igazítja, erről egy lépésben az egész piac értesül; a másik lehetőség, hogy üzletet köt egy következő kereskedővel, így csupán a tranzakciós partner számára válik elérhetővé a tranzakcióban rejlő információ.

A kötvénypiacokon a bejelentett információk túlmutatnak a tartalmukon, és jelentős egyedi többletet mutatnak a különböző szereplőknek. A kereskedési kedvnek a bejelentést követő megugrását az magyarázza, hogy a befektetők átlagidőt követő vagy dinamikus fedezeti stratégiái megkövetelik az árfolyamváltozást követő, azonnali portfólióátrendezést.

Összefoglalva: a makroökonómiai információk hatása nem köthető közvetlenül össze a legnagyobb részvénypiaci árváltozásokkal, sőt általában nem mutathatók ki a részvénypiacokon. Ezzel szemben a kötvények árváltozásai jobban megfigyelhetők és kimutathatók. A devizapiacok vizsgálatakor csak a napon belüli adatokkal dolgozó kutatások mutattak szignifikáns eredményeket. Az új információk a kereskedési kedvet érintő hatásáról szóló tanulmányok pedig – bár kimutatható volumenváltozásról számolnak be – nem hasonlíthatók össze, és leginkább a részvény- és devizapiacra korlátozódnak.

11 FLEMING és REMOLONA [1997]

12 WOODRUFFE, CATHERINE S. és SENCHACK, A. J. [1988]: Intraday Price-Volume Adjustments of NYSE Stocks to Unexpected Earnings, *Journal of Finance* 43, No. 2. 467–491. o.

13 EVANS és LYONS [2006]

### 3. MÓDSZERTAN

Az előzőekben bemutatott tanulmányok módszertanilag is sokfélék, de közös jellemzőjük, hogy mindegyik foglalkozik az ún. „**meglepetésváltozóval**” mint a várakozások és a ténylegesen bejelentett információ különbségével.<sup>14</sup> A kiterjedt irodalom lehetőséget adott annak alapos végiggondolására, hogy az általam használt becslésben mely változókat szerepeltettem.<sup>15</sup> Ezek alapján a makroökonómiai bejelentésekre adott piaci válaszokat a dolgozatban a következő egyszerű becsléssel vizsgáltam:

$$\Delta Y = \beta_0 + \beta_1 \text{várt} + \beta_2 \text{meglepetés} + \varepsilon, \quad (1)$$

ahol  $\Delta Y$  az állampapír-piaci referenciahozamokban bekövetkező napi változás (adott nap és előző nap hányadosának logaritmus), minden esetben százalékban mérve. A százalékban vagy bázispontban számolt változás közötti eltérés nem befolyásolja a becslés helyességét, csak a paraméterek nagyságrendjét; ezáltal a döntés pusztán technikai. A „várt” változó a Reuters-poll adatok átlaga. Másik lehetőségként adódik, hogy ugyanezen előrejelzések mediánjával vagy valamilyen korrigált átlagával számoljunk, az eredmény szempontjából azonban a különbség elhanyagolható. A meglepetésváltozó a bejelentett adat és a piaci elemzők utolsó arra vonatkozó becslése (ez általában az előző havi előrejelzés) átlagának különbsége.

## 4. AZ ADATOK

### 4.1. Állampapír-piaci referenciahozamok

A **referenciahozamok** számítását az Államadósság Kezelő Központ (ÁKK) végzi kereskedési naponként 15 óra után, az elsődleges forgalmazók megtett ajánlatai alapján (a két legalacsonyabb hozamú eladási, illetve a két legmagasabb hozamú vételi ajánlat nélkül). Kiszűrik továbbá azt a vételi ajánlatot, amelynek a hozama kisebb, mint a többi forgalmazó által tett legalacsonyabb eladási ajánlat; valamint azt az eladási ajánlatot, amelynek hozama meghaladja a többi forgalmazó legmagasabb hozamú vételi ajánlatát.

A referenciahozam alapját a lejárati napjának figyelembevételével a 90 napnál hosszabb hátralévő futamidejű, nyilvánosan forgalomba hozott állampapírok képezik. A három hónapos futamidőre vonatkozó referenciaérték számításának az a diszkontkincstárjegy-sorozat az alapja, amelyre nézve az elsődleges forgalmazók árfolyamjegyzési kötelezettsége a legkorábban szűnik meg; minden egyéb lejáratra az az állampapír-sorozat, amelynél a kibocsátás napja a legközelebb esik a referenciahozam számításának napjához.

<sup>14</sup> A meglepetésváltozó kezelése igen eltérő az egyes tanulmányokban: egyrészt a meglepetés aggregálásának szempontjából (mediánt, móduzt vagy más átlagot használnak); másrészt sok esetben a meglepetésváltozó valamilyen transzformációja kerül a magyarázó változók közé.

<sup>15</sup> Lehetséges változóként a következők merültek fel: referencia-kamatláb, a függő változó egy periódussal késleltetve; dummyváltozók, amelyek segítségével a válasz linearitása és szimmetriája is vizsgálható, stb. Ezeket az egyszerűség kedvéért végül kihagytam az egyenletből.

A referenciahozamokat a teljes létező idősorra megvizsgálva azt találtam, hogy 2000. évet megelőzően a volatilitás nem elegendő ahhoz, hogy bármilyen alkalmazkodást megfigyeljünk, ezért választottam a 2000. január 1-jétől 2004. januárjáig terjedő időszakot. A konkrét változókra vonatkozó vizsgálatok során adathiány miatt néha még így is rövidíteni kényszerültem, ezeket az eredmények leírásakor pontosan közlöm.

#### **4.2. Várakozások: Reuters-poll**

Magyarországon a piaci várakozások becslésének legjobb közelítései a Reuters-poll adatok. A Reuters 1995 decembere óta havi rendszerességgel végez felméréseket pénzügyi elemzők és kutatóintézetek körében, az idősorok azonban nem teljesek sok változóra vonatkozóan, általában 2002 közepétől léteznek. A kérdések a legfontosabb pénzügyi- és makrováltozóknak a jövőben várt értékeire vonatkoznak, a piac figyelmével bővülnek az előrejelzések. A mintában kezdetben 5-10, az utóbbi években általában 10-20 válaszadó szerepelt. A felmérésben résztvevők zömét kereskedelmi bankok, brókercégek, biztosítók és kutatóintézetek makroelemzői alkotják.

A hivatásos makroelemzők várakozásai nem feltétlenül tükrözik jól a piaci várakozásokat; a Reuters felmérésében szereplő előrejelzések viselkedéséből nem vonhatunk le egyértelmű következtetéseket az összes piaci szereplő gazdasági döntéseit befolyásoló várakozásokra vonatkozóan. Ennek több oka is van. A hivatásos makroelemzők jellemzően jóval informáltabbak az egyéb piaci szereplőknél, így előrejelzéseik rendszerint sokkal pontosabbak a háztartások vagy a vállalatok várakozásainál. Másodsor, a lakossági felmérésekhez viszonyítva a rendkívül alacsony mintaelemszám miatt a mintavételből következő, esetleges pontatlanságok sokkal nagyobb szerephez juthatnak.

Mindemellett a poll adatok alkalmasnak tekinthetők az általam vizsgálni kívánt problémák kapcsán a következő okból: az állampapírpiacra a hivatásos elemzők előrejelzései alapján alakul ki a piaci konszenzus.

Fogyasztói árindex esetében az adott hónap év/(előző)év indexének várt értéke szerepel; ennek az értéknek a segítségével a szezonális ingadozások kiküszöbölhetők. Ipari termelésre vonatkozóan a havi év/év ipari termelés bővülése évkezdettől, amely az adott hónap kumulált ipari termelés kiigazítatlan adatának és az előző év ugyanezen szakaszához tartozó adatának hányadosa. A becslést folyó fizetési mérleg hiánya évkezdettől (millió euró) idősor 2001. áprilisig az adott hónapra vonatkozó előrejelzést tartalmazza, majd az adott hónapban bejelentett adatok becslését (az MNB a mérleghiányt két hónapos késéssel közli). A becslést államháztartási hiány kumulált adatai milliárd forintban szerepelnek (csupán 2004 januárjától szerepel az előrejelzett adatok között a GDP-arányos államháztartási hiány).

#### **4.3. Fogyasztói árindex**

A fogyasztói árindex a háztartások (a lakosság) által saját, fogyasztói felhasználásra vásárolt termékek és szolgáltatások árának időben bekövetkező, átlagos változását méri. Az időben bekövetkező változás többféle bázishoz mérhető; ebben az esetben az előző év azonos hónapjához viszonyítjuk, vagyis a mutató a tizenkét hónap alatt bekövetkezett változást reprezentálja. A fogyasztói árindex idősora nyilvános, a Központi Statisztikai Hivatal ha-

vonta, előre megadott napon közli. Visszamenőleg azonban csak 2001-ig létezik a publikációs naptár, a megelőző időszakra a napi sajtó alapján állítottam fel a regresszióban használt, bemenő idősort. Egyetlen esetben, 2000. májusában hiányzott a bejelentés konkrét dátuma, azonban erre a hónapra a tényadat a várakozásokkal egybeesett, a hiányzó adat becslési hibát nem okozott.

#### **4.4. Ipari termelés bővülése**

Az ipari termelés bővülését szintén a KSH közli. A 2000. évre vonatkozó bejelentési időpontokkal ugyanaz a probléma merült fel, mint a fogyasztó árindex esetében. Az ipari termelés indexe a termelési érték tárgyidőszaki árszinten kifejezett, összehasonlító áras adataiból számított mutató. Az „ipar összesen”-re közölt termelési adatok valamennyi ipari vállalkozásra, a szakágazati bontású adatok az 5 fő feletti vállalkozásokra vonatkoznak. Az ipari termékek termelési adata a teljes körűen megfigyelt szervezetek teljes keresztmetszetű termelését tartalmazza az 1996. január 1-je óta érvényes belföldi termékosztályozás (BTO) csoportosításai szerint.

#### **4.5. Fizetési mérleg**

A Magyar Nemzeti Bank által összeállított fizetésimérleg-statisztika **módszertanában** 2003-tól a tulajdonosváltást pontosabban közelítő számbavétel váltotta fel a fizetési forgalom megfigyelésén alapuló elszámolást az áruforgalom területén. A vámstatisztikai adatoknak a fizetési mérlegbe integrálásával egyrészt változott az elszámolás paritása, másrészt módosultak a folyó fizetési mérleg, a pénzügyi mérleg egyes tételei és a statisztikai hiba (tévedések és kihagyások) egyenlege is. Az idegenforgalom új módszerrel történő összeállításával az ingatlanvásárlásoknak az eddig a folyó fizetési mérlegben számba vett része közvetlen tőkebefektetésként átkerült a pénzügyi mérlegbe. A módszertani változás következtében a tényadatsorokat kiigazították, valamint korrigálták a korábbi módszertannal számolt visszamenő tényadatsorokat is, ami nagyban megnehezítette a meglepetés számszerűsítését. Ahol tehát elérhető volt a bejelentés írásos dokumentuma, ott a megjelent adatot használtam, minden egyéb esetben a régi módszertan alapján készült idősort.

Az MNB a fizetési mérleg adatait **két lépcsőben jelenti be**: a hónap elején egy előzetes adatok alapján számított értéket, majd a végleges adatokat közli, mindkét esetben a vizsgált periódust követő második hónapban.

#### **4.6. Kumulált államháztartási hiány**

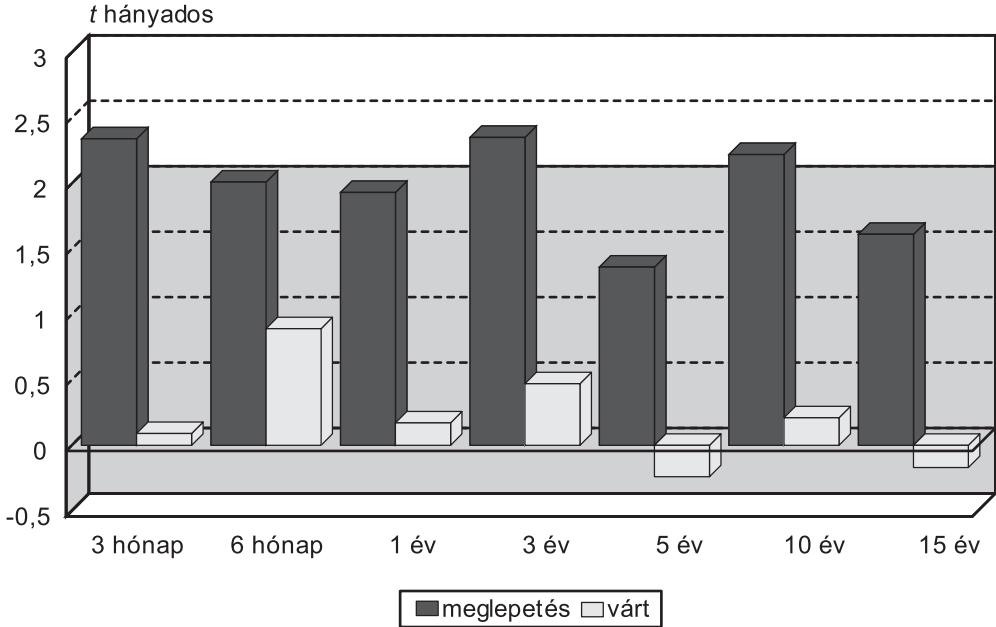
Az államháztartási hiányt a Pénzügyminisztérium jelenti be a vizsgált periódust követő hónapban, szintén két lépcsőben. Az éves adatok közlésében is módszertani változás történt, 2003-tól az **éves hiányt** az Integrált Gazdasági Számlák Európai Rendszere szerint közlik (European System of Accounts – ESA, az Európai Uniónak az SNA-t módosító teljesítménymérési ajánlása, amely a nemzeti mutatókat csak jövedelemformában értelmezi). Az év közbeni adatokra ez a változás nem vonatkozik. A minisztérium az adatok közlésének időpontjait visszamenőleg nem őrzi, a teljes idősor a vizsgált periódus alatt megjelent magyar sajtó adataiból állt elő.

## 5. EREDMÉNYEK<sup>16</sup>

### 5.1. Fogyasztói árindex

1. ábra

A fogyasztói árindex bejelentések hatása a hozamokra<sup>17</sup>



A piaci hatékonyság abban az értelemben, ahogyan azt a dolgozatban használok, a legszébben a fogyasztói árindexe bejelentéseivel kapcsolatban jelentkezik. A 3 és 6 hónapos, valamint az 1, 3 és 10 éves referenciahozamok esetében a kapcsolat a bejelentés meglepetésrészével egyértelműen szignifikáns és pozitív legalább 5%-os szignifikanciaszinten, de a 3 hónapos és 3 éves hozamok becslésénél 1%-on is kimutatható. Nem reagálnak a hozamok az információ előre várt részére, a regresszióból a  $t$  hányadosok alapján a „várt” változó minden időtávon elhagyható.

Smirlock [1986] tanulmányában két eltérő magyarázattal szolgál a piaci szereplők inflációs bejelentésekre mutatott reakcióinak az értékelésekor. Az első, a **várt inflációs hipotézis** szerint a rövid távú hozamokat a pozitív inflációs meglepetés a várakozások felülvizsgálatán keresztül emeli meg. A másik elmélet szerint a vártnál magasabb infláció a monetáris hatóságnak jelzi, hogy a piac a **monetáris politika** szigorítását várja, ami szintén a rövid

<sup>16</sup> A részletes eredmények megtalálhatók a Függelékben.

<sup>17</sup> Az ábrákon az összemérhetőség kedvéért a becsült regresszió „meglepetés”, illetve „várt” változó  $\beta$ -jának a  $t$  hányadosai szerepelnek. Ebből lemérhető egyrészt a kapcsolat szorossága, valamint a kapcsolat iránya is, ami az elemzés szempontjából megfelelőbb, mint ha magát a  $\beta$ -t ábrázoltam volna.

hozamokat emeli. A rövid hozamoknál ugyanez a két hipotézis ugyanazt az eredményt adja, az inflációs meglepetések hosszú hozamokra való reakciójának magyarázatában azonban különböznek. A várt inflációs hipotézis szerint a hatás a rövid és hosszú hozamokra azonos módon jelentkezik (pozitív inflációs meglepetés esetén minden időtávon nőnek a hozamok), a monetáris politika szélesítését váró elmélet a hosszú hozamoknál mind a csökkenést, mind pedig az emelkedést elképzelhetőnek tartja a központi bank inflációs politikájától függően. A hosszú hozamok viselkedése tehát segíthet annak az eldöntésében, hogy a magyar piacon melyik elmélet lehet releváns. Bár az 5 és 15 éves hozamok reakciója csupán 10%-on szignifikáns, a kapcsolat mégis inkább pozitívnak tűnik, mint semlegesnek. Mindemellett tartózkodom attól, hogy egyik vagy másik elmélet helyességét igazoljam: az adatok szükségessége és a vizsgált időszak rövidegsége nem tesz lehetővé ilyen következtetést. A két elmélet különbözősége azonban alkalmas lehet annak az eredménynek a magyarázatára, hogy a hosszú hozamok gyengébben reagálnak az inflációs meglepetésekre.

Az inflációs meglepetések öt éves hozamokra gyakorolt hatásának gyengése a többi időtávhoz képest (nem számítva a 15 éves hozamok vizsgálatánál tapasztaltakat; az időtáv fele olyan hosszú, mint a többi hozam esetében, a szignifikancia pedig 5%-on majdnem kimutatható) a magyar piacon a következőkkel is indokolható. Bár a hosszú hozamok alakulását a hazai szereplőknél elsősorban az inflációs kilátások határozzák meg, a forintkötvénypiacon aktívan jelen lévő külföldi befektetők a hosszú hozamokat az euróhozamokhoz, a forint árfolyamának várt változásához, valamint az általuk elvárt kockázati prémiumhoz viszonyítják, mindezek együttes hatása pedig túlszárnyalja az inflációs meglepetések hatását. A vizsgált időszakban az eurózónához való csatlakozás időpontja körülbelül az 5 éves időtávon volt valószínűsíthető. Az öt éves hozamokban a várakozások az inflációra vonatkozó konvergenciakritérium teljesítését tükrözik, ennek tulajdonítható a reakció relatíve kisebb szignifikanciája, amellyel a meglepetésekre reagált a piac. A vizsgált időszakban az elemzők szerint az inflációs várakozásokban (ezen az időtávon) nem következett be jelentős változás.

A hosszabb hozamokat befolyásoló, az inflációra, árfolyamra és ezekkel összefüggésben a Gazdasági és Monetáris Unióhoz (GMU)<sup>18</sup> való csatlakozási menetrendre vonatkozó várakozásokról képet nyerhetünk a Reuters elemzői felméréséből. A szakértői inflációs várakozásokról csak két évre előre, 2003 és 2004 (januárban 2004 és 2005) végére nyújt hónapról hónapra információt. 2003 decemberére júliusban 4,9%, októberben 5,1%-os inflációt vártak átlagosan, ami csak hibahatáron belüli eltérés. 2004 végére jóval jelentősebb mértékben, 4,3%-ról 5,5%-ra emelkedett a piaci konszenzus. Ez azonban nagyjából megfelel annak az inflációs hatásnak, ami az indirekt adók módosítása miatt várható.

Podpiera [2000] a cseh piacot vizsgáló tanulmányában úgy találta, hogy a piac a fogyasztói árindex meglepetéseit túlreagálja, majd a következő napok valamelyikén korrigálja azt, ezért az elemző negatív szignifikáns hatást mutatott ki. A piac hasonlósága miatt megvizsgáltam a jelenséget, a magyar piacon azonban nem mutatható ki sem pozitív, sem negatív irányú **utólagos igazítás** egyik időtávon sem.

Ugyanebben a tanulmányban a szerző arra az eredményre jut, hogy a piac erőteljesen reagál az infláció **várt szintjére** is a bejelentést követő első és negyedik napon, és annak

18 L. Economic and Monetary Union – EMU



megfelelően igazít a hozamokon. Bár a tanulmány elsősorban a bankközi kamatok alkalmazkodásánál mutatta ki a jelenséget, az államkötvények piacán is érdekes lehet ennek vizsgálata. A magyar piacon azonban erre utaló bizonyítékot nem találtam.

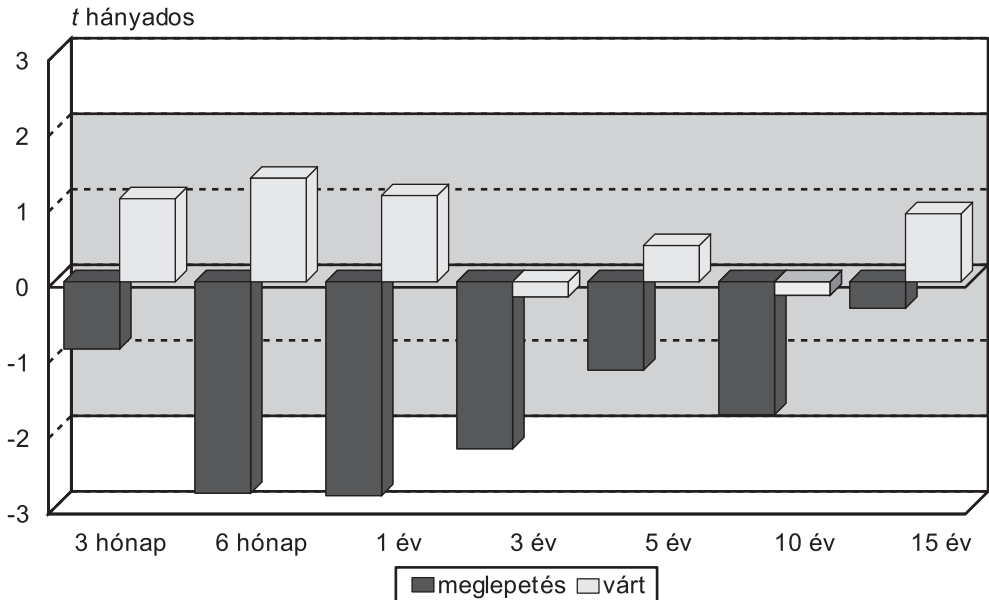
Mivel a vizsgált hatás legalább a rövid hozamokban, de a teljes tanulmány eredményeit tekintve, a vizsgált periódusban szignifikánsnak mutatkozott, az időszakot nem bontottam tovább **részintervallumokra**, csak az öt éves hozam esetében. (A 15 éves hozam rövidebb idősortát nem lehetett tovább bontani, mert statisztikailag hibás eredményekhez vezethet.) Az eredmények azonban nem mutattak egyetlen perióduson sem a teljes sokaságra kapott eredményekkel ellentétet, bár a 2000. és 2001. évben a szignifikancia jelentősen romlott, így a 2002-től induló periódusra valamivel jobb eredményeket kaptam.

**Összefoglalva** az elmondottakat: a magyar piac a fogyasztói árindexet érintő bejelentésekre hatékonyan reagál – hatékonyságon az azonnali (napi változást) és pontos alkalmazkodást értve. A három évnél rövidebb hozamok között leginkább a 3 hónapos és 3 éves hozamok reakciója jelentős, a hosszabb hozamok közül pedig csak a 10 éves referenciaérték reagálása tekinthető szignifikánsnak.

## 5.2. Ipari termelés

2. ábra

Az ipari termelés bejelentésének hatása a hozamokra





A regressziós becslés eredményei – a fogyasztói árindexhez hasonlóan – szignifikánsan jelentkeznek az ipari termelési meglepetések hatásának tanulmányozásakor. A hat hónapos és az egyéves hozamra gyakorolt hatás 1%-on is szignifikánsnak mondható. Jelentős különbség azonban, hogy míg a fogyasztói árindex esetében a kapcsolat pozitív, az ipari termelés jelentős **negatív** hatást mutat. A másik lényeges különbség: az ipari termelés meglepetése jóformán semmilyen hatással nincs a legrövidebb (3 hónapos) hozamra. Ez azonban könnyedén magyarázható az információ tartalmával, illetve a nyilvánosságra hozatal módjával. A termelési eredmények ugyanis a gazdaságnak inkább a hosszabb távú állapotát jelzik, a külső konjunktúra és a belső fogyasztás határozza meg azokat. A másik ok, ami miatt a három hónapos hozamok nem reagálnak megfelelő látványossággal, az, hogy az ipari termelés eredményeit a Központi Statisztikai Hivatal két hónapos késéssel közli, ami végérvényesen elfordítja a piaci szereplők figyelmét a rövid hozamokra gyakorolt hatástól.

A negatív kapcsolat szintén egybeesik a várakozásainkkal. A keynesi modellben a termelés növekedésével a nemzetgazdaság jövedelme is növekszik, amely pedig megoszlik a fogyasztás, a beruházások és a kormányzati kiadások között. A jövedelem és fogyasztás növekedésének arányát a fogyasztási határhajlandóság határozza meg, de általánosságban megállapítható, hogy a fogyasztás növekedése elmarad a jövedelem növekedésétől. Az egyensúly a beruházások növekedésével áll helyre, az pedig negatív kapcsolatban van a kamatlábbal, ezért csökkenni fog.

Az ötéves hozamokra gyakorolt hatás inszignifikanciáját szintén az **EU-konvergenciának** tulajdonítottam. A magyarázat a korábbiak ismeretében úgy bővíthető, hogy a piac nem figyel a vizsgált makrogazdasági változók adott bejelentésének az eltérésére a várakozásoktól, hanem azokat valamilyen összhatás szintjén érzékeli. A kapott eredmények oka lehetne az ötéves hozamoknak a többi időtávhoz képest „nyugodtabb” viselkedése, azaz a hozamváltozások átlagának, illetve szórásának jelentősen alacsonyabb értéke. Ezt azonban nem tudtam adatokkal igazolni, tehát a jelenség magyarázata feltehetően nem a hozamok eltérő tulajdonságának köszönhető, hanem valamilyen makrogazdaságban keresendő oka van.

Az információnak a **várakozásokkal megegyező** részére a piac reakciója továbbra sem mondható látványosnak, csupán a hat hónapos hozam esetében szignifikáns 10%-on; és bár a meglepetés hatásának irányára határozott negativitás jellemző, a „várt” változóra kapott paraméterbecslés a három- és ötéves hozamok esetében gyenge negatív, míg a többi esetben valamivel erősebb pozitív eredményt adtak.

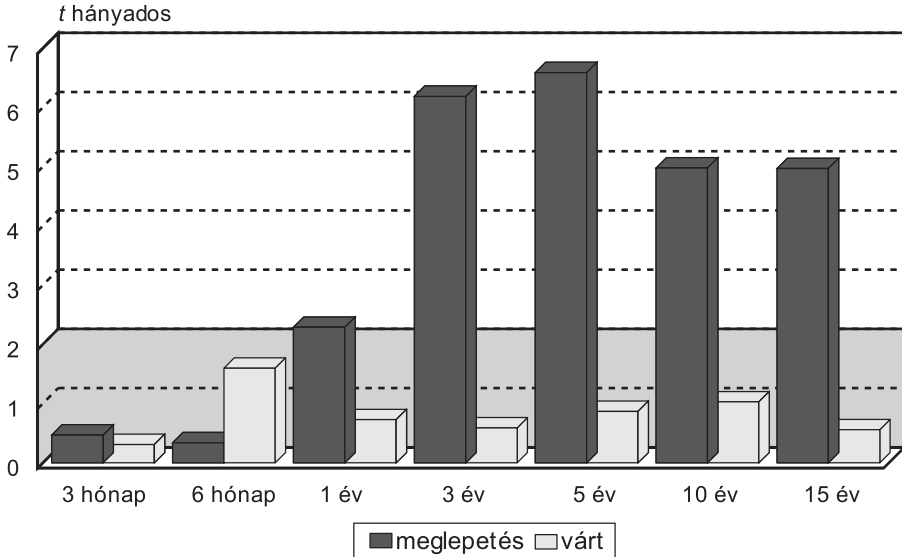
A Reuters-poll év végére és a következő év végére várt adatai képet adhatnak az ipari termeléshez kapcsolódó várakozásokról. A 2000-től 2003. év elejéig terjedő időszakot a várakozások fokozatos igazítása jellemezte, tehát az év elején decemberre várt adatok fokozatosan konvergálódtak a tényadathoz. Mindez azt jelenti, hogy az ipari termelés előrejelzéseit lényegesebben nagyobb hibahatár jellemzi, mint a fogyasztói árindex hasonló becsléseit. Ennek köszönhető, hogy a rövid hozamok esetében a bejelentéseknek nemcsak a meglepetés-, hanem a várakozásnak megfelelő részére is reagál a piac.

Az **egy nappal késleltetett hatások** vizsgálata valamivel meglepőbb eredményre vezetett. Bár a becslült paraméterek egyike sem nevezhető szignifikánsnak, azaz a piac továbbra is inkább hatékonynak mondható, azonban az egy-, három- és ötéves hozamoknál a  $T+1$ -ik napon vagy a várakozásoknak megfelelő részhez, vagy a meglepetéshez történt utánigazítás. Az ötéves hozamoknál ez az utánigazítás jelentősebb, mint az adott napi változás, sőt 10%-on szignifikáns.

### 5.3. Államháztartási hiány

3. ábra

Az államháztartási hiány bejelentésének hatása a hozamokra



Az államháztartási hiány információtartalma egyértelműen a hosszabb távhoz köthető, ezt a becslt regressziós paraméterek szignifikanciája is bizonyítja. A három- és hathónapos hozamok reakciója nem bizonyítható, míg az egy év feletti hozamok esetében a teljes vizsgálatra vonatkoztatva a legerőteljesebben mutatható ki a kapcsolat.

A költségvetés egyenlegének közvetlen kapcsolata az állampapír-piaci referenciahozamokkal nem szorul magyarázatra; a hiány finanszírozásának alapvető forrásai az állampapírok, tehát az állam részéről a kínálatnövekedést párhuzamosan a kamatszínvonal emelkedésének kell kísérnie.

A paraméterek becslésénél a változót az államháztartási hiánynak tekintetem, azaz a negatív egyenleg pozitív előjellel szerepel, ami megszokott a Reuters-előrejelzések kapcsán, így a kapcsolat pozitív előjelű lett. (A vártnál nagyobb hiány hozamemelkedést okozott). A várakozásoknak megfelelő rész paramétere, bár mindössze a hat hónapos hozamnál jelzett 10%-on szignifikáns hatást, szintén pozitív előjelű.)

Az **államháztartási hiány publikálása** két alkalommal történik: a hónap elején közlésezznek egy előzetes adatot, majd a hónap második felében hivatalos sajtótájékoztatón jelenti be a Pénzügyminisztérium a végleges adatot. Annak a vizsgálatára, hogy a piac az előzetes információkra hogyan reagál, nem volt lehetőségem, a végleges bejelentést követő hozamváltozás szignifikanciája azonban azt jelzi, hogy az előzetes adatok közgazdasági tartalma nem olyan releváns a piaci szereplők számára. Ennek legfőbb bizonyítéka a 2003. évi államháztartási hiány 2004. januári előzetes bejelentése volt, amit a piaci elemzők jóformán nem hittek el.

A Reuters-elemzők év végére és a következő év végére vonatkozó **várakozásai** meglehetősen kiegyensúlyozott képet mutatnak: csupán a 2002. évben figyelhető meg jelentős emelkedés az év végére vonatkozóan, minden más esetben jónak mondhatók már az előző év elején készített becslések is. Ez egybevág azzal az eredményünkkel, hogy a bejelentés előre várt részének nincs kimutatható hatása, ez ugyanis már jóval előre beépül a hozamokba. Kivételt képez ez alól a már említett hat hónapos hozamra gyakorolt hatás paraméterének relatíve magas  $t$  hányadosa, azonban még ebben az esetben sem mondható szignifikánsnak a jelenség.

A **késleltetett hatás vizsgálatokor** a korábbiakkal **ellenkező eredményeket** kaptam. A fél évestől a három évesig terjedő hozamokra gyakorolt, késleltetett hatás ugyanis egyértelműen igazolható. A hosszabb hozamoknál a hatás gyengül, majd előjelet vált, a tíz és tizenöt éves hozamoknál a késleltetett meglepetésváltozó inkább korrekciós hatásnak tűnik. Megfigyelhető tehát a Podpiera szerint az átmeneti piacokra jellemző, „túlzott reakció” hatás, ez azonban a már említett hozamoknál nem kifejezetten jelentős.

A leglátványosabban jelentkező túlzott reagálást a **hat hónapos hozamok** vizsgálatokor találtam. A vizsgált várt- és meglepetésváltozók becsült paramétereinek  $t$  hányadosa  $T$  és  $T+3$ . nap között a következők voltak:

1. táblázat

**A várt- és meglepetésváltozók hatása  
(a  $\beta$  becsült paraméterek  $t$  hányadosa)**

	<b>T</b>	<b>T+1</b>	<b>T+2</b>	<b>T+3</b>
<b>várt</b>	<b>1,60</b>	<b>-0,68</b>	<b>-0,39</b>	<b>-0,93</b>
<b>meglepetés</b>	<b>0,34</b>	<b>3,80</b>	<b>-2,68</b>	<b>-1,31</b>

*Megjegyzés:*  $T$  a bejelentés napja, majd rendre  $T+1$  a bejelentést követő első,  $T+2$  a második,  $T+3$  a harmadik nap.

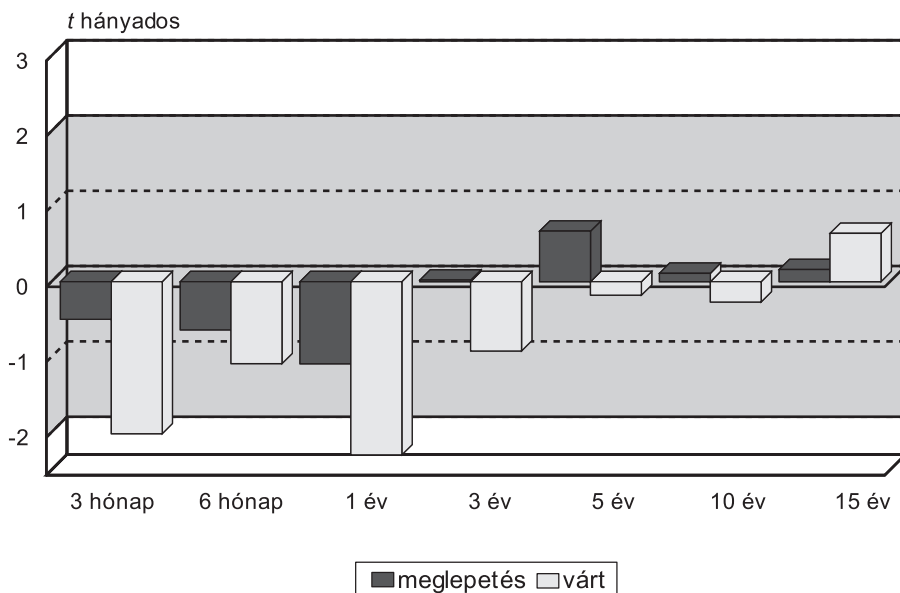
A kapott eredmények alapján azt találtam, hogy bár a bejelentés napján a meglepetésváltozó paramétere nem szignifikáns, megfigyelhető egy erőteljes következő napi reakció, majd ennek két napig tartó kiigazítása. A bejelentés várt részére való reakció az első napon még szignifikánsnak mondható (10%-on), ezt követően azonban nincs jelentős hatással a napi hozamváltozásokra, mégis inkább negatív, kiigazító hatásúnak tűnik.

A reagálásnak ezt a folyamatát, bár kisebb szignifikanciával, de az egy- és hároméves hozamoknál is megfigyeltem, azzal a különbséggel, hogy itt a bejelentés napján és az azt követő napon is egy pozitív reakció figyelhető meg, amit a második napon követ a már említett kiigazítás jóval gyengébb mértékben. A  $T+3$ . napon jelentkező hatás egyik esetben sem kimutatható.

### 5.4. Folyó fizetési mérleg

4. ábra

A folyó fizetési mérleg bejelentett adatainak hatása a hozamokra



A folyó fizetési mérleg bejelentett adatainak nem várt része **egyik vizsgált időtávon sem gyakorol igazolható hatást a hozamokra**. A kapott paraméterek a rövidebb hozamoknál negatív előjelűek, a hároméves és az annál hosszabb hozamokra pedig pozitívak. Jól igazolhatónak tűnik a bejelentés előre várt részének az egyéves és ennél rövidebb hozamok változására gyakorolt hatása. Ennek a jelenségnek a magyarázatát kereshetjük egyrészt a bejelentések meglepetésrészének tulajdonságaiban. Értem ezalatt, hogy ha a meglepetésváltozó relatíve elhanyagolható a folyó fizetési mérleg hiányának a szintjéhez képest, akkor észserűnek tűnik, hogy a piaci szereplők a várt részre inkább reagálnak, mint a meglepetésre. Ez a rövid hozamoknál igazolható lehetne, mert a két hatás legalább irányában megegyezik. A meglepetés azonban átlagosan a tényadat 27,2%-át teszi ki, tehát a megfigyelt viselkedés magyarázatát máshol kell keresnünk.

A Reuters-elemzőknek az év végére vonatkozó becslései alapján azt mondhatjuk, hogy a folyó fizetési mérleg hiányának **előrejelzése korántsem hatékony**, emiatt a becslések nem tekinthetők relevánsnak a hozamokra gyakorolt hatásukban, csak a bejelentést követően épülnek be az árakba. Ez a hipotézis rövid hozamok esetén könnyedén igazolható majdnem minden esetben, 1%-os szignifikanciaszinten is. A hároméves hozamra gyakorolt hatás már csak 10%-os szint mellett mutatható ki, az ennél hosszabb hozamok esetén pedig minden szokásos szignifikanciaszinten elvethető az a hipotézis, hogy a paraméter nem nulla.

Annak ellenére, hogy a külön vizsgált várt- és meglepetésváltozók esetében a meglepetés hatása a három évnél hosszabb hozamokra pozitív, a tényadatok megfigyelésekor a pozitív reakció csak a 15 éves hozamok idősoránál jelentkezik. Azaz a három-, öt- és tízéves hozamoknál a várt változó hatásához képest a meglepetés mint korrigáló tényező jelentkezik.

A **késleltetett hatás** vizsgálatokor a meglepetésváltozó minden hozamidősnél szignifikánsabbnak mutatkozott, mint a bejelentés napján érzékelt hatás: az egyéves és tizenöt éves hozamoknál 95%-on, a tízéves hozamoknál pedig 97,5%-on elfogadható az a hipotézis, hogy a paraméter nem nulla. Valamint a bejelentés napján tapasztalható időtávól függő előjel sem tapasztalható, a bejelentésnek a hozamokra gyakorolt hatása minden esetben negatív. A változó előrejelzett részének hatása csak a legrövidebb, három hónapos hozamnál mutatható ki, előjele azonban mindenütt negatív, a meglepetésváltozóéval megegyező. A késleltetett hatás alacsony szignifikanciája miatt további késleltetést nem vizsgáltam.

## 6. ÖSSZEFOGLALÁS

Az eszközárakat és kamatlábakat meghatározó tényezők között a legtágabb megközelítésben alapvető szerepet játszanak a megtakarítások, befektetések és a tőkemegtérülés. Ezek viszont nagymértékben függenek az alapvető makrogazdasági feltételektől és az azokra vonatkozó várakozásoktól. Így mindazon információk, amelyek befolyásolják a várakozásokat, meghatározzák az uralkodó hozamelvárásokat is, ahogyan azt a befektetők hozzáigazítják aktuális gazdasági helyzetértékelésükhöz. A cikkben megvizsgáltam, hogy az új információk hogyan és milyen mértékben képesek befolyásolni a magyar piac hozamelvárásait; (ex ante) meghatározható azon információk köre, amelyek az adott nap hozamváltozását befolyásolhatták, valamint mérhető a hatásuk a bejelentés napján, összekapcsolva a rájuk vonatkozó várakozással.

Az elmúlt év különösképpen nagy volatilitást mutatott az állampapír-piaci benchmarkhozamok tekintetében. Ennek és a kedvezőtlenebb kockázati megítélésnek a hátterében a konvergenciafolyamat várható alakulásával kapcsolatos bizonytalanság állt. Romlott a makrogazdasági fundamentumok piaci megítélése; elsősorban az ország külső egyensúlyi pozíciója keltett aggodalmat a piaci szereplők szemében. Az infláció emelkedő trendje és a költségvetési hiánynak a tervezettnél lassabb mérséklésére vonatkozó piaci várakozások eredőjeként a piac még nehezebbnek tekinti, hogy a konvergenciakritériumokat időben teljesíteni lehessen.

A hazai makrogazdasági folyamatokkal kapcsolatos, általános bizonytalanság nyomán nőtt a forint sérülékenysége és a pénzügyi fertőzéseknek való kitettsége. A befektetők a korábbi időszakhoz viszonyítva érzékenyebben reagáltak a regionális, mindenekelőtt a lengyelországi eseményekre.

Tanulmányomban néhány releváns és hozzáférhető információ hatását próbáltam kimutatni az állampapír-piacon. Természetesen az adott hozamváltozásban nem csak a vizsgált információ hatása jelenhet meg; tükröződhet benne váratlan külföldi esemény, vagy a befektetői hangulat spontán megváltozása. Megpróbáltam bemutatni néhány konkrét bejelentés kapcsán, hogy vajon a befektetők racionálisan reagálnak-e a szó közgazdaságtani értelmében, reakcióik megfelelnek-e az általánosan elfogadott makrogazdasági és monetáris politikai működésről alkotott elvárásoknak.

A nyert eredmények alapján levonható **legfontosabb megállapítás**, hogy – noha néhány szempontból az állampapírpiac reakciójának az a része, amely a hozamokban tükröződik, szigorúan közgazdasági értelemben nem nevezhető racionálisnak – a piac működése megfelel a hatékonysági követelményeknek. Az eltérő időtávokra vonatkozóan a piaci szereplők más és más releváns információra figyelnek; általánosságban a rövidebb hozamokat a gazdaság jelenlegi állapotáról szóló hírek, míg a hosszabb hozamokat a várható fejlődési pályával kapcsolatos információk befolyásolják.

A cikkben a további vizsgálati lehetőségeknek számos lényeges irányát jeleztem, amelyeknek azonban feltétele a jelenleginél hatékonyabb információs rendszer. Úgy gondolom, hogy a magyar piacnak elsősorban az áttekinthetőség és adatszolgáltatás (illetve megőrzés) területén van számottevő lemaradása a fejlett piacokhoz képest. A konkrét sajátosságok ismerete közelebb visz minket a piac viselkedésének megértéséhez, azzal együtt, hogy az ilyen irányú elemzések sohasem lehetnek teljes körűek. Következik ez magának a piacnak a nyitottságából, és a szereplők nem racionális, vagy legalábbis korlátozottan racionális mivoltából. Mindezek mellett lényeges mind az elméleti, mind pedig a gyakorlati pénzügyek szempontjából, hogy megismerjük **a piac alapvető folyamatait és alkalmazkodási mechanizmusait**.

FÜGGELÉK<sup>19</sup>

Összesítő tábla – 3 hónap

	Koefficiensek	Standard hiba	t érték	p érték
CPI várt	0,27	3,14	0,09	0,93
CPI meglepetés	194,29	82,87	2,34	0,02
IND várt	0,25	0,23	1,10	0,27
IND meglepetés	-1,15	1,29	-0,89	0,37
ÁHT várt	0,17	0,55	0,31	0,75
ÁHT meglepetés	1,66	3,56	0,47	0,64
FFM várt	-3,42	1,70	-2,02	0,04
FFM meglepetés	-5,81	11,59	-0,50	0,62

Összesítő tábla – 6 hónap

	Koefficiensek	Standard hiba	t érték	p érték
CPI várt	0,03	0,03	0,89	0,37
CPI meglepetés	1,70	0,84	2,01	0,04
IND várt	0,31	0,22	1,37	0,17
IND meglepetés	-2,85	1,02	-2,80	0,01
ÁHT várt	0,89	0,56	1,60	0,11
ÁHT meglepetés	1,24	3,61	0,34	0,73
FFM várt	-3,26	1,72	-1,89	0,06
FFM meglepetés	-7,59	11,78	-0,64	0,52

Összesítő tábla – 1 év

	Koefficiensek	Standard hiba	t érték	p érték
CPI várt	0,01	0,03	0,17	0,86
CPI meglepetés	1,61	0,83	1,93	0,05
IND várt	0,25	0,22	1,14	0,25
IND meglepetés	-2,84	1,00	-2,83	0,00
ÁHT várt	0,40	0,55	0,73	0,47
ÁHT meglepetés	8,12	3,55	2,29	0,02
FFM várt	-3,90	1,70	-2,30	0,02
FFM meglepetés	-12,65	11,60	-1,09	0,28

19 Az eredmények szemléletesebbé tétele érdekében a várt- és meglepetésváltozókat átskáláztam. A szorzótényezők: CPI: 100, IND: 1000, ÁHT: 100 000, FFM: 1 000 000.

Összesítő tábla – 3 év

	Koefficiensek	Standard hiba	t érték	p érték
CPI várt	0,01	0,03	0,47	0,64
CPI meglepetés	1,87	0,80	2,35	0,02
IND várt	-0,04	0,21	-0,20	0,84
IND meglepetés	-2,13	0,97	-2,21	0,03
ÁHT várt	0,31	0,52	0,59	0,55
ÁHT meglepetés	20,70	3,35	6,19	0,00
FFM várt	-1,50	1,63	-0,92	0,36
FFM meglepetés	0,27	11,16	0,02	0,98

Összesítő tábla – 5 év

	Koefficiensek	Standard hiba	t érték	p érték
CPI várt	-0,01	0,03	-0,24	0,81
CPI meglepetés	1,02	0,75	1,36	0,17
IND várt	0,10	0,20	0,48	0,63
IND meglepetés	-1,06	0,91	-1,17	0,24
ÁHT várt	0,42	0,48	0,87	0,38
ÁHT meglepetés	20,59	3,12	6,59	0,00
FFM várt	-0,28	1,53	-0,18	0,86
FFM meglepetés	6,98	10,47	0,67	0,51

Összesítő tábla – 10 év

	Koefficiensek	Standard hiba	t érték	p érték
CPI várt	0,01	0,02	0,21	0,83
CPI meglepetés	1,40	0,63	2,22	0,03
IND várt	-0,03	0,17	-0,18	0,85
IND meglepetés	-1,35	0,77	-1,76	0,08
ÁHT várt	0,43	0,41	1,03	0,30
ÁHT meglepetés	13,31	2,67	4,98	0,00
FFM várt	-0,35	1,30	-0,27	0,79
FFM meglepetés	1,00	8,88	0,11	0,91



Összesítő tábla – 15 év

	Koefficiensek	Standard hiba	t érték	p érték
CPI várt	-0,01	0,05	-0,17	0,86
CPI meglepetés	1,56	0,97	1,61	0,11
IND várt	0,63	0,71	0,90	0,37
IND meglepetés	-0,62	1,76	-0,35	0,72
ÁHT várt	0,26	0,46	0,56	0,58
ÁHT meglepetés	14,53	2,92	4,97	0,00
FFM várt	1,15	1,79	0,64	0,52
FFM meglepetés	2,13	13,13	0,16	0,87

## FELHASZNÁLT IRODALOM

- BALDUZZI, PIERLUIGI–ELTON, EDWIN J.–GREEN, T. CLIFTON [1996]: Economic News and the Yield Curve: Evidence from the U.S. Treasury Market. Unpublished paper, New York University, november
- BAUWENS, LUC–WALID, BEN OMRANE–GIOT, PIERRE [2005]: News announcements, market activity and volatility in the euro/dollar foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, Vol. 24(7). november, 1108–1125. o.
- CAMPBELL, FRANK–LEWIS, ELEANOR [1998]: What moves yields in Australia. Research Discussion Paper 9808 Domestic Markets Department, Reserve Bank of Australia
- CUTLER, DAVID M.–POTERBA, JAMES M.–SUMMERS, LAWRENCE H. [1989]: What Moves Stock Prices? *Journal of Portfolio Management* 15., 4–12. o.
- EDERINGTON, LOUIS H.–LEE, JAE HA [1993]: How Markets Process Information: News Releases and Volatility. *Journal of Finance* 48. No. 4., 1161–1191. o.
- FLEMING, MICHAEL J.–REMOLONA, E. [1997]: What Moves the Bond Market?, Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, 3(4), 31–50. o.
- HAUTSCH, NIKOLAUS–HESS, DIETER [2003]: Do prices respond stronger to more precise news? Testing for the catalyzing effects of precision signals in the U.S. employment report, Working Paper 2003-07, Department of Finance, University of Cologne
- MCQUEEN, GRANT–ROLEY, V. VANCE [1993]: Stock Prices, News and Business Conditions. *Review of Financial Studies* 6. No. 3., 683–707. o.
- PEARCE, DOUGLAS K.–ROLEY, V. VANCE [1985]: Stock Prices and Economic News. *Journal of Business* 58. No. 1., 49–67. o.
- PEARCE, DOUGLAS K.–SOLAKOGLU, M. NIHAT [2007]: Macroeconomic news and exchange rates, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Elsevier, Vol. 17(4). október, 307–325. o.
- PODPIERA, RICHARD [2001]: Efficiency of Financial Markets in Transition: The Case of Macroeconomic Releases. Economics Working Paper Archive at WUSTL
- SCHWERT, G. WILLIAM [1981]: The Adjustment of Stock Prices to Information about Inflation. *Journal of Finance* 36. No. 1., 15–29. o.

## Abstract of the articles

### **MODELING PROBABILITY OF DEFAULT: DOES CORRELATION MATTER?**

GÁBOR KONCZ–DÁNIEL HAVRAN

However the quality of the household and corporate loan portfolios correlate with each other, this correlation is often neglected in analysis with credit risk models, both in micro and macro levels. In this paper, we examine whether it is worth considering the correlation of the PDs (probability of default). We utilize a default intensity based model with different correlation structures (Gauss, Gumbel and Frank copulas) to simulate PDs of loan portfolios and forward PDs. Then we calculate standard risk measures (VaR and Expected shortfall).

### **THE MODIFICATION OF THE ONE-SIDED CONTRACT-MODIFICATION-RIGHT OF BANKING HOUSES**

BALÁZS BODZÁSI

The § 210 of the Act of CXII. from 1996. (Act of „the Credit Institutions and Financial Enterprises”) has been modified by the Act of XIII. in 2009 and by the Act of CL. in 2009.

This regulations affects in particular the possibilities of the unilateral modification in case a credit and financial leasing contract would be modified ex parte from the Financial Enterprises which until now was basically done by changing the general terms and conditions.

Before this new regulation, the statutory instruments of the Financial Enterprises ex parte modifications were regulated according to the modified statutory instruments of the (3) and (4) points of the 210.§ of the Act of the Credit Institutions and Financial Enterprises.

This previous rule had a remarkably high importance for the Hungarian bank-system and bank-praxis, the execution of method secured the transparency of the contracts for the Financial Enterprises.

The following article analyses and describes the remaining possibilities of the unilateral modifications for Financial Enterprises after the modification.

For this study the knowledge of the German and Austrian bank praxis and statutory instruments were a vital support. At the end of this article, we also describe the concerns of the constitutional formation of the modification.

## **A SURVEY OF GROUP LENDING MODELS**

NÓRA SZÜCS

This survey focuses on one of the most important innovations of microfinance, on group lending. I prepare a summary of theoretical models explaining the success of group loans' constructions in decreasing credit rationing among the poorest member of the society. Models describe how microfinance institutions (MFI's) can deal moral hazard, adverse selection, monitoring and inefficient enforcement with. Recent papers have to explain why individual loans gain importance compared to joint liability loans. These dynamic models already distinguish between joint liability and group lending. Authors' aim is to build efficient models without joint liability, usually using contingent renewal and sequential lending. According to their results, group loans and individual loans should co-exist on the same microcredit market because the two constructions have different target groups. So to decrease the credit rationing facing the poor, offering both kinds of loans can be the most efficient way.

## **ANALYSIS OF THE US EARNING SUPREMACY (LITERATURE OVERVIEW)**

ATTILA ÁCS

In the midst of the US quantitative monetary easing addressing the global economic downturn Chinese authorities were specially voicing concern about the future value of the greenback. The vast amount of dollars pumped into the US economy has been accompanied by the risk of high inflation.

At the same time the US budget deficit jumped to an unprecedented high giving rise to concerns about the fate of the US dollar by such pronounced personalities like Joseph Stiglitz and Warren Buffet. Despite the deepening US negative IIP the US still can show up a positive income stream.

Two contrasting views are offering totally different scenarios.

According to the first the 5 percent US current account deficit does not mean any threat and going to evolve in a benign way, while the second one sees the possibility of a detrimental change in the value of the US currency, US interest rates, let alone the consequences for the world economy.

This writing offers a concise review of the newest researches building mostly on writings of Curcuru–Thomas–Warnock and Curcuru–Dvorak–Warnock.

## **HOW MACRO ANNOUNCEMENTS MOVE THE GOVERNMENT BOND RETURNS**

ANNA ORSOLYA CZIKE

Financial and capital markets in „transition” economies have developed significantly over the past decades. Almost all of them developed to such a degree that the efficiency of their reaction to new information is possible to be analyzed. In this paper I examined how much the Hungarian government bond market is able to build in the new macroeconomic information. Based on the results it can be visible that the market seems to be efficient. Market participants with different terms of investments are interested in different information: in general information about the current status of the market makes short term yields move; the expectations about the future affect the longer yields.