

MEREVSÉG ÉS RUGALMASSÁG A MAGYAR NYUGDÍJRENDSZERBEN¹

SIMONOVITS ANDRÁS

MTA KRTK Közgazdaság-tudományi Intézet, BME Matematikai Intézet

A jelenlegi magyar nyugdíjrendszert a merevség és a rugalmasság különleges kettőssége jellemzi: 1. megfelelően hosszú szolgálati idő (pontosabban: jogviszony) esetén bármely nő csökkentés nélküli előrehozott (az általános korhatár előtt induló) nyugdíjat vehet igénybe (Nők40), és 2. senki másnak nem jár előrehozott nyugdíj, még csökkentett sem. Czeglédi–Simonovits–Szabó–Tir (2016) már empirikus és elméleti eszközökkel elemezte a rendszer hibáit. Ebben a cikkben három irányban fejlesztjük tovább korábbi eredményeinket: a) Analitikusan igazoljuk, hogy még a Nők40-ben is előfordulhat, hogy kellően kicsi fáradtsági együtthatók esetén a növekvő szolgálati idő és reálbér miatt érdemes tovább dolgozni, mint a minimálisan előírt 40 év. b) A rugalmas nyugdíjrendszer általában előnyösebb a társadalomnak, mint a merev. c) Ha visszatérünk az árkövetőről a részben bérkövető (svájci) nyugdíjindexáláshoz, akkor gyengül a továbbdolgozási érdekelttség.

Kulcsszavak: előrehozott nyugdíj, csökkentés nélkül (merev), csökkentett (rugalmas), Nők40, nyugdíjindexálás. *JEL szám:* H55

1 Bevezetés

Az utóbbi évtizedekben a 60 éves korban várható élettartam jelentős meghosszabbodása miatt világszerte előtérbe került az *átlagos* nyugdíjba vonulási életkor emelése. Ennek legegyszerűbb módja az *általános* nyugdíjkorhatár növelése, de hozzátartozik a minimális korhatár emelése is. A legtöbb országban az általános és a minimális korhatár között több év különbség van, és a köztük lévő életkorban nyugdíjba vonulókat levonás sújtja (rugalmas előrehozott rendszer). Figyelemre méltó, hogy a szigorítást enyhítendő, számos országban kedvezményt adnak a hosszú (35–40–45 évnyi) szolgálati idejű dolgozóknak, szélső esetben semmilyen levonás sem vonatkozik a nyugdíjukra (merev rendszer). Egyéb más források mellett a klasszikus Gruber–Wise szerk. (1999) kötet nyújt gazdag empirikus áttekintést a kérdéskörrel.

Ismert, hogy 2011 óta Magyarországon minden nő, akinek legalább 40 éves jogviszonya van, életkortól függetlenül, csökkentés nélküli előrehozott nyugdíjat vehet igénybe. 2012 óta viszont teljesen megszűnt a Nők40-en

¹E-mail: simonovits.andras@krtk.mta.hu. Hálás vagyok Gál Róbert Ivánnak, aki a cikkben szereplő kérdésekre évekkal ezelőtt felhívta a figyelmem; és két névtelen lektornak, aki gondos megjegyzéseikkel javított a cikkben. A kutatást az OTKA K 108668 számú pályázata támogatta. Beérkezett: 2017. június 9.

kívüli előrehozott nyugdíj – csökkentve vagy csökkentés nélkül. Társzerzőkkel írt korábbi írásomban (Czeplédi–Simonovits–Szabó–Tir, 2016) több oldalról megvilágítottuk a kettős rendszer méltánytalanságát és rossz hatékonyságát: a) egyesek csökkentés nélküli nyugdíjjal nagyon hamar nyugdíjba vonulhatnak, mások a meredeken emelkedő (1995-ben még csak 55, 2022-ben már 65 éves) általános nyugdíjkorhatár közelébe érve, csökkentett nyugdíjjal sem; b) a kimenetel közgazdaságilag indokolhatatlan mértékben eltér az egyéni optimumok együttesétől.

Első látásra azt gondolhatnánk, hogy a Nők40 hatalmas kedvezményének, tudni illik a 2013-ban érvényes 62 éves általános korhatár helyett már 58–60 évesen is csökkentés nélküli nyugdíjat lehet élvezni, senki sem tud ellenállni. Ez azonban nem teljesen igaz. Említett cikkünk 6. táblázatából leolvasható, hogy 2013-ban a kedvezményezetttek kb. 10 százaléka 1 évvel tovább dolgozott, mint ami a 40 éves jogviszony megszerzéséhez kellett volna. (Ez szolgálati időben akár 6 év is lehetett.) De nyitva hagytuk, hogy 40 éves jogviszonnal miért érdemes valakinek a Nők40 ellenére tovább dolgozni, ahogyan ezt az ONYF különböző éves statisztikai évkönyvei gazdagon adatolják. Ezt az elemzési hiányosságot próbálom cikkem első felében pótolni.

A lehető legegyszerűbb, de mégsem egyszerű szabványos neoklasszikus modellt állítjuk föl, ahol a dolgozó az életpálya-hasznosságát maximalizálva dönt arról, hány éves korban megy nyugdíjba. A tömörség kedvéért eltekintünk attól a mesterkéltszabálytól, amely a szolgálati idő helyett a szakmunkás- és főiskolai éveket kizárva, a gyakran rövidebb jogviszony bevezetésével próbálja meg szűkíteni a jogosultak körét. Feltesszük, hogy minden paraméterérték (fáradtsági paraméterek, járulékkulcs, szolgálati időskála meredeksége, másusz/bónusz együttható, indexálási súly) időben és életkorban állandó. Kiinduláskor a jelenlegi reálértéktartó indexálási rendszert feltételezzük. Elméletileg igazoljuk, hogy még a 40 éves jogviszony után járó, csökkentés nélküli előrehozott, röviden *merev* nyugdíjrendszer esetén sem feltétlenül célszerű minden “érdemes” nőnek 40 év után nyugdíjba vonulni, hiszen a nyugdíjba vonulási kor növelésekor a szolgálati időn és a növekvő reálbéren keresztül nő a kezdő- és a későbbi nyugdíj reálértéke. Emellett emelkedik az életpálya jövedelem, mellesleg az állam számára javul az életpálya egyenleg. Az életpálya-hasznosság előjelváltozása azonban függ a munka okozta állandó és korral növekvő fáradtságtól: lassabban növekvő fáradtságérték esetén akár az *általános* nyugdíjkorhatárig is célszerű dolgozni, gyorsabban növekvő fáradtságnál a lehető leghamarabb célszerű nyugdíjba vonulni.

Bár a modell erősen tapad a jelenlegi magyar nyugdíjrendszerhez, megfelelő változtatások mellett alkalmazható a más országokban is érvényesülő ún. szenioritási nyugdíjak elemzésére. Ettől a lehetőségtől azonban most eltekintünk.

Írásunk második felében, tényellentétes kiegészítésünkben megmutatjuk, hogy megfelelő mértékben csökkentett (rugalmas) előrehozott nyugdíj esetén a nők jóval tovább dolgoznának, mint a csökkentés nélküli (merev) rendszerben, esetenként az általános korhatár fölött is. Ugyanakkor belátjuk, hogy ha a nyugdíjindexálás legalább részlegesen figyelembe veszi a bérnövekedést

(például a 2000–2009 közt alkalmazott svájci indexálás), akkor gyengül a kedvező hatás.

Természetesen mind a négy esetben nagyon leegyszerűsített számításokról van szó, amelyek a valóságra csak óvatosan alkalmazhatók. A már említett egyszerűsítéseken túl még eltekintünk a következőktől: *a) töredezett* munkaviszonytól (Augusztinovics–Köllő, 2007), amelyben a szolgálati idő hossza jóval elmarad a lehetségestől (e nélkül pedig érthetetlen a kettősség); *b) az éves hasznosságok leszámítolásától*, *c) a nyugdíjba vonulás utáni fizetett munkavégzéstől és mindenekelőtt d) a hirtelen szabályváltozások okozta bizonytalanságtól*, amely gyakran a lehető legkorábbi visszavonulásra készíti a magyar dolgozókat.

A cikk szerkezete a következő. A 2. szakaszban a merev előrehozott nyugdíjrendszert elemezzük, a 3. szakaszban pedig rugalmas megfelelőjét. A 4. szakasz a részben bérkövető indexálás hatását vizsgálja. Az 5. szakasz levonja a következtetéseket. A függelékben ismertetjük a 2015. évi adatokat a Nők40 programbeli jogviszonyról és szolgálati időről.

2 Merev előrehozott rendszer

Ebben a szakaszban a merev előrehozott nyugdíjrendszert vizsgáljuk. Ez nemcsak a hazánkban jelenleg érvényes Nők40-et jelenti, hanem más országokban is működő merev rendszert: ha valaki elég hosszú ideig dolgozott, akkor az általános korhatár (R^*) alatt, csökkentés nélküli járadékkal nyugdíjba vonulhat.

Legyen L a munkába állási életkor és S° a kritikus szolgálati idő hossza, amelytől kezdve csökkentés nélküli nyugdíj jár. Az egyszerűség kedvéért eltekintünk a szenioritási béremelkedéstől. A csökkentés nélküli, merev előrehozott nyugdíj esetén egy dolgozó már $R^\circ = L + S^\circ < R^*$ életkorban nyugdíjba mehet, az akkori $w^\circ = 1$ bruttókereset és a rávetített járulékkulcs $\tau > 0$, kiegészítő kulcsa $\hat{\tau} = 1 - \tau$, akkor a nyugdíj $b^\circ = \hat{\tau}\beta^\circ$, (ahol β° a kritikus szolgálati időnek megfelelő nettó helyettesítési arány), ennek reálértékét élete végéig kapja.

Mi történik, ha a dolgozó nem él azonnal a kedvezménnyel? A dinamikus reálbér-növekedésére és a szolgálati idő meghosszabbítására építve, R életkorig tovább dolgozik, legfeljebb a normál nyugdíjkorhatárig (R^*). (Az általános korhatárnál tovább dolgozók bónuszt kapnak, ezzel csak a 3. szakaszban foglalkozunk.) Legyen $g > 1$ az évi reálbér-növekedési szorzó (= $1 +$ növekedési ütem), γ a szolgálati időskála meredeksége. Ekkor a kezdő és egyben folytatott nyugdíj képlete

$$b(R) = \hat{\tau}\gamma(R - L)g^{R - R^\circ}, \quad R^\circ \leq R \leq R^*. \quad (1)$$

Nem vizsgáljuk az $S < S^\circ$ és az $S > S_{\max}$ esetet, mert a magyar rendszerben ilyenkor törés van a képletben.

Szükségünk lesz az R° -ben várható élettartamra: $D > R^\circ$, és figyelmen kívül hagyjuk, hogy a dolgozó meghalhat az (R°, R^*) időszakban, egyben özvegyi nyugdíjat hagyva túlélő férjére. Banyár (2011) és Simonovits

(2012) cikkünkben foglalkoztunk ezzel az általánosabb esettel, sőt kitértünk arra a kérdésre is, hogy minél később megy nyugdíjba valaki, statisztikusan annál tovább él. Figyelmén kívül hagytuk azonban a merev nyugdíjrendszer kérdését – dolgozatunk tárgyát.

A továbbdolgozás hatását legegyszerűbben az R^o -tól számított nettó jövedelemmel mérjük:

$$I(R) = \sum_{a=R^o}^{R-1} \hat{\tau} g^{a-R^o} + (D-R)b(R), \quad \text{ahol } R^o \leq R \leq R^*. \quad (2)$$

A mértani sor összegképletét és az (1) nyugdíjképletet használva, (2)-re zárt képletet kapunk:

$$I(R) = \hat{\tau} \frac{g^{R-R^o} - 1}{g - 1} + \hat{\tau} \gamma (D-R)(R-L) g^{R-R^o}. \quad (3)$$

Az első tag az R nyugdíjba vonulási életkor növekvő függvénye, a második viszont csökkenő, mert empirikus adatok szerint $R > (D+L)/2 = 50$ teljesül a releváns szakaszon. A két tag összegének változása elvben bizonytalan, a gyakorlatban azonban növekvő.

Felvetődik, hogy milyen a járulékok és a járadékok életpálya-egyenlege. Itt már a teljes felnőtt életpályát kell tekinteni. Könnyű belátni, hogy az R életkorban nyugdíjba vonuló dolgozó egyenlege

$$z(R) = \tau \sum_{a=L}^{R-1} g^{a-R^o} - (D-R)b(R). \quad (4)$$

Ismét a mértani sor összegképletét és az (1) képletét alkalmazva, (4) zárt alakja

$$z(R) = \tau \frac{g^{R-R^o} - g^{L-R^o}}{g - 1} - \hat{\tau} \gamma (D-R)(R-L) g^{R-R^o}. \quad (5)$$

A τ járulékkulcs értékét úgy határozzuk meg, hogy az (5)-beli életpálya-egyenleg az általános korhatáron nulla legyen: $z(R^*) = 0$. Ebből a normális járulékkulcs

$$\tau^* = \frac{\gamma(D-R^*)(R^*-L)}{\gamma(D-R^*)(R^*-L) + (1-g^{L-R^*})/(g-1)}. \quad (6)$$

Látni fogjuk, hogy a dolgozók általában az általános korhatár alatt vonulnak nyugdíjba, ezért az életpálya-egyenlegük negatív. Ezt figyelembe kell venni a rendszer értékelésében, de cikkünk csak jelzi ezt a problémát.

A jóléti elemzésben célszerű hasznosságokkal számolnunk. A legegyszerűbb hasznosságfüggvényt választva: $u(x) = \log x$ a fogyasztási hasznosság, $\xi > 0$ az éves munka állandó és $\eta > 0$ a határfáradtsága (életkortól független). (Korábbi modelljeinkben az egyszerűség kedvéért általában eltekintettünk a határfáradtságtól, ezért a dolgozó akár élete végéig is dolgozhatott volna.)

A határfáradtság csak R° fölött lép be, erre utal az éves fáradtsági haszonvesztésben alsó indexben elhelyezett, pozitív részt jelző + jel: $-\xi - \eta(a - R^\circ)_+$. Az egyszerűség kedvéért leszámítolást kihagyva, egyszerűen összeadva az éves hasznosságokat,

$$U(R) = \sum_{a=L}^{R-1} [\log(\hat{\tau}g^{a-R^\circ}) - \xi - \eta(a - R^\circ)_+] + (D - R) \log b(R). \quad (7)$$

Összevonással: $U(R) = U_1(R) + U_2(R)$, ahol

$$U_1(R) = (R - L) \log \hat{\tau} + \frac{(L + R - 2R^\circ - 1)(R - L)}{2} \log g - \xi(R - L) - \eta \frac{(R - R^\circ)(R - R^\circ + 1)}{2} \quad (8)$$

és

$$U_2(R) = (D - R)[\log \hat{\tau} + \log \gamma + \log(R - L) + (R - R^\circ) \log g]. \quad (9)$$

Szavakban: az életpálya-hasznosság első tagja a munkával töltött évek fogyasztási hasznossága mínusz a munka fáradtságának összege, a második tagja a nyugdíjas évek fogyasztási hasznossága.

Már a bevezetésben említettük, hogy hiába törekedtünk a lehető legegyszerűbb modell megalkotására, a legfontosabb vonások stilizált figyelembe vételével is olyan bonyolult modellt kaptunk, hogy numerikus elemzésre kényyszerültünk. Egyetlen kivétel, amikor az empirikusan legfontosabb esetet akarjuk megvizsgálni: mikor érdemes egy évet rádolgozni a minimumra, azaz $U(R^\circ + 1) > U(R^\circ)$? Behelyettesítve az egyenlőtlenség mindkét oldalára a (7) (illetve (8)-(9)) hasznosságfüggvényt és egyszerűsítve:

$$-\xi - \eta + \log g + (D - R^\circ - 1)[\log g + \log \gamma + \log(R^\circ + 1 - L)] > (D - R^\circ)[\log \gamma + \log(R^\circ - L)]. \quad (10)$$

Bevezetve a $\zeta = \xi + \eta$ jelölést és rendezve a (10) egyenlőtlenséget:

$$\zeta < (D - R^\circ) \log g + (D - R^\circ - 1) \log(R^\circ + 1 - L) - \log \gamma - (D - R^\circ) \log(R^\circ - L). \quad (11)$$

Kvalitatíve: minél gyorsabb a reálbér-növekedés üteme, és minél kisebb egy szolgálati év jutalma, annál nagyobb összefáradtság mellett is érdemes legalább egy évet rádolgozni a minimálisnál.

Ahhoz, hogy számszerűsítsük képleteinket, meg kell még adni az eddig bevezetett paraméterek hazai értékét. $L = 18$, $S^\circ = 40$, $R^* = 63$ (2016-ban), $S_{\max} = 50$, $D = 78$, $\gamma = 0,02$ a releváns szakaszon. Mérsékelt reálbér-növekedéssel számolunk: $g = 1,02$. A normális járulékkulcs a módosított (6) szerint $\tau^* = 0,314$. Először számszerűsítjük a (11) felső korlátot: $\bar{\zeta} = 1,088$.

Szemléltetésként egy önkényesen választott $\xi = 0,883 < \bar{\zeta}$ és három η értékkel számolunk; közepesen fáradó: $\eta(2) = \bar{\zeta} - \xi$ éppen az az érték, ahol közömbös, hogy a dolgozó továbbdolgozik-e még egy évet vagy sem. A lassan fáradó: $\eta(1) = \eta(2) - 0,1$; és gyorsan fáradó: $\eta(3) = \eta(2) + 0,1$.

Mivel a hasznosságfüggvény numerikus értéke önkényes, ezért a jóléti összehasonlításban relatív hatékonysággal érdemes számolni. Az R életkori nyugdíjba vonulási döntés $\varepsilon(R)$ *relatív hatékonysága* R° -belihez képest az a pozitív valós szám, amellyel megszorozva az R° -beli nyugdíjba vonuló keresetét, megkapjuk az új életpálya-hasznosságot. Képletben:

$$U[R, 1] = U[R^\circ, \varepsilon(R)]. \quad (12)$$

Ehhez szükségünk lesz a nem egységnyi w_R keresetre számított hasznosságfüggvényre, illetve kétszeresére:

$$2U[R, w_R] = (L + R - 2R^\circ)(R - L) \log g + 2(R - L)(\log(\hat{\tau}w_R) - \xi) - \\ - \eta(R - R^\circ)(R - R^\circ + 1) + 2(D - R)[\log(\hat{\tau}w_R) + \log b(R)].$$

Behelyettesítve a hatékonyság (12) definíciójába:

$$(L + R - 2R^\circ - 1)(R - L) \log g - \\ - 2(R - L)\xi - \eta(R - R^\circ)(R - R^\circ + 1) + 2(D - R)[\log(\hat{\tau}w_R) + 2 \log b(R)] = \\ = (L - R^\circ - 1)(R^\circ - L) \log g - \\ - 2(R^\circ - L)\xi + 2(D - R^\circ) \log b(R^\circ) + 2(D - L)\varepsilon.$$

Innen $\log \varepsilon$, azaz ε kiszámítható adott paraméterértékekre.

Az 1. táblázatban 58-ról évenként 63 évre növelve a nyugdíjba vonulási kort (a magyar nyugdíjszabály a szolgálati időt és a keresetnövelést csak éves felbontásban veszi figyelembe), a nettójövedelem összege az R° évi egységnyi bruttókeresetben kifejezve 11,7-ről 14,6 egységre nő, miközben az egyenleg $-2,4$ -ről 0 -ra nő. A háromféle fáradtságérték esetén háromféleképp alakul a hatékonyság (a maximum dőltve). Lassabb fáradtságra a hatékonyság 59 éves korban éri el a maximumát, közepes fáradtságra stagnálás után lassan csökken, míg gyors fáradtságnál azonnal erősen csökkenni kezd, az általános korhatáron már 7 százalékkal kisebb, mint kezdetben.

Nyugdíjba- vonulási életkor R	Nyugdíj $100b(R)$	Csonkított életpálya- jövedelem $I(R)$	Egyenleg $z(R)$	Lassú $100\varepsilon(1)$	Közepes fáradás $100\varepsilon(2)$	Gyors $100\varepsilon(3)$
58	54,9	11,7	$-2,4$	100,0	<i>100,0</i>	<i>100,0</i>
59	57,4	12,3	$-2,0$	<i>100,1</i>	100,0	99,8
60	59,9	12,9	$-1,6$	100,0	99,5	99,0
61	62,6	13,5	$-1,1$	99,6	98,6	97,6
62	65,3	14,0	$-0,6$	98,9	97,2	95,6
63	68,2	14,6	$-0,0$	97,9	95,5	93,1

1. táblázat. Továbbdolgozás: merev rendszer és árindeksztés

3 Rugalmas nyugdíjrendszer és nyugdíjindexálás

Ebben a szakaszban megvizsgáljuk, hogyan hat a rendszerre a rugalmas korhatár bevezetése, ahol a nyugdíj előrehozása csökkenti a nyugdíjjaradékot, a

továbbdolgozással szimmetrikusan növeli. Az előrehozott kezdőnyugdíj éves csökkentését/növelését (málsusz/bónusz) $\delta > 0$ jelöli. Képletben:

$$b(R) = \hat{\tau}\gamma(R - L)g^{R-R^o} [1 + \delta(R - R^*)]. \quad (13)$$

Numerikus számításainkban δ értékét a tényleges 0,06 helyett óvatosságból 0,04/évrnek vesszük. (Érdekes, hogy a hazai szabályozásban itt az évesnél jóval finomabb beosztás érvényes, havi 0,5 = évi 6 százalékos emelés.) Feloldjuk az $R \leq R^*$ feltevést.

A 2. táblázatban látható, hogy a bónusz/málsusz bevezetése nyomán a három fáradtság esetén az optimális nyugdíjba vonulási kor rendre 63, 61 és 61 évre nő. A nettó járulékegyenleg most javul.

Ha a ma is érvényes $\delta = 0,06$ -os szorzót érvényesítenénk a továbbdolgozásnál (vagy még lassúbb fáradást feltételeztünk volna), akkor a lassabban fáradók még az általános korhatár felett is dolgoznának.

Nyugdíjba-vonulási életkor R	Nyugdíj $100b(R)$	Csonkított életpálya-jövedelem $I(R)$	Egyenleg $z(R)$	Lassú $100\varepsilon(1)$	Közepes fáradás $100\varepsilon(2)$	Gyors $100\varepsilon(3)$
58	43,9	9,5	-0,2	100,0	100,0	100,0
59	48,2	10,5	-0,3	102,1	101,9	101,7
60	52,8	11,6	-0,3	103,7	103,1	102,6
61	57,6	12,6	-0,2	104,7	103,7	102,7
62	62,7	13,6	-0,2	105,4	103,6	101,9
63	68,2	14,6	-0,0	105,5	102,9	100,3
64	73,9	15,4	0,2	105,1	101,5	98,0
65	80,0	16,3	0,5	104,4	99,6	95,1
66	86,4	17,1	0,9	103,2	97,2	91,5

2. táblázat. Rugalmas nyugdíjrendszer és árindexálás

4 Részben bérkövető nyugdíjindexálás hatása

A nyugdíjpolitika egyik legfontosabb eszköze, hogy a (14) képlet mennyire veszi figyelembe a reálbér-növekedést a már megállapított nyugdíjak indexálásában. Ezért most erre is kitérünk. Legyen ι egy 0 és 1 közötti valós szám, a bérnövekedés indexálási súlya. Ekkor a már megállapított nyugdíjak korfüggőek, évente reálértékben g^ι -vel indexálódnak, ezért $b(R)$ helyére

$$b(R, a) = b(R)g^{\iota(a-R)}, \quad a = R, \dots, D - 1 \quad (14)$$

kerül. (Az indexálásban valójában nem mértani, hanem számtani közepet alkalmaznak, azaz az évi korrekció kicsit nagyobb, $1 - \iota + g\iota$, de egyszerűség kedvéért az elegánsabb képletet alkalmazzuk.)

Részben bérkövető indexálás esetén az életpályára számított nyugdíjösszeg, (csonkított) jövedelem és egyenleg rendre

$$B(R) = \sum_{a=R}^{D-1} b(R, a), \quad I(R) = \sum_{a=R^o}^{R-1} \hat{\tau}g^{a-R^o} + B(R), \quad z(R) = \tau \sum_{a=L}^{R-1} g^{a-R^o} - B(R) \quad (15)$$

illetve az életpálya-hasznosságfüggvény második, (9) tagja módosul:

$$U_2(R) = \sum_{a=R}^{D-1} \log b(R, a). \quad (16)$$

Behelyettesítve (14)–(15) párt (16)-ba és alkalmazva a mértani sorozat összegképletét, adódik a nyugdíjösszeg zárt alakja:

$$B(R) = b(R) \frac{g^{\iota(D-R)} - 1}{g^{\iota} - 1}, \quad (17)$$

a nettójövedelem és az egyenleg:

$$I(R) = \hat{\tau} \frac{g^{R-R^o} - 1}{g - 1} + B(R) \quad \text{és} \quad z(R) = \tau \frac{g^{R-R^o} - g^{L-R^o}}{g - 1} - B(R). \quad (18)$$

Figyelembe véve, hogy (14) szerint

$$\log b(R, a) = \log b(R) + \iota(a - R) \log g, \quad (19)$$

adódik az életpálya-hasznosságfüggvény második, (9) tagjának zárt alakja:

$$U_2(R) = (D - R) \log b(R) + \iota \frac{(D - R)(D - R - 1)}{2} \log g.$$

Bemutatjuk a svájci indexálás ($\iota = 0,5$) numerikus hatását az 1. és a 2. táblázatban vizsgált esetben. A felesleges ismétlést elkerülendő, elhagyjuk a táblázatok 2., 3. és 4. oszlopaikat, és a csökkentés nélküli, valamint a csökkentett előrehozott nyugdíj és a svájci indexálás kombinációját tanulmányozzuk. Most is úgy lőjük be a járulékkulcsot, hogy az általános korhatáron váljék az életpálya-egyenleg 0-vá. Ezért most (6) módosításából $\tau^* = 0,329$.

A 3. táblázat bal felében a merev rendszer relatív hatékonyságának a nyugdíjba vonulási időtől való függését mutatjuk be. Az optimális kor mindhárom fáradtság esetén 58 évre csökken. A jobb felében a rugalmas korhatár és a svájci indexálás kombinálását számszerűsítjük. Az optimális nyugdíjba vonulási kor rendre 62, 61 és 60 év, valamint a relatív hatékonyság emelkedése kisebb, mint az árindexálás esetében.

Nyugdíjba- vonulási életkor	M e r e v r e n d s z e r			R u g a l m a s r e n d s z e r		
	Lassú	Közepes fáradás	Gyors	Lassú	Közepes fáradás	Gyors
R	$100\epsilon(1)$	$100\epsilon(2)$	$100\epsilon(3)$	$100\epsilon(1)$	$100\epsilon(2)$	$100\epsilon(3)$
58	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
59	99,8	99,6	99,5	101,7	101,6	101,4
60	99,3	98,8	98,4	103,0	102,5	102,0
61	98,6	97,7	96,7	103,8	102,7	101,7
62	97,7	96,1	94,5	103,9	101,4	98,9
63	96,5	94,1	91,8	103,9	101,4	98,9
64	–	–	–	103,3	99,8	96,4

3. táblázat. Merev és rugalmas rendszer: svájci indexálás

5 Következtetések

Cikkünkben a magyar nyugdíjrendszer sajátos merevségét és rugalmasságát modelleztük. Bár nagyon leegyszerűsítettük a valóságos nyugdíjszabályokat, elegáns elméleti érvelések helyett általában még így is numerikus számításokra kényszerültünk. Első eredményünk: még a merev előrehozott nyugdíjrendszeren belül is van némi mozgástér – ha nem túl fárasztó a munka, és a már megállapított nyugdíjak a béreknél lassabban emelkednek, akkor érdemes lehet tovább dolgozni. Második eredményünk: ez a mozgástér jelentősen tágítható a rugalmas korhatár bevezetésével; a csökkentett előrehozott nyugdíj csodákra képes: sokan tovább dolgoznak, mint a merev rendszerben. Harmadik eredményünk: a részben bérkövető indexálás csökkenti a továbbdolgozási érdekelttséget. Természetesen a modellben eltekintettünk számos bonyodalomtól: a) a magánmegtakarítástól, b) a töredezett munkaviszonytól, c) az irreálisan alacsony, 58 éves minimális korhatártól, stb. Az elmondottakból talán az is magától értetődő, hogy nincs szükség a hosszú jogviszonyt szerző nők számára kedvezőbb nyugdíjszabályokra. De minden okunk megvan arra, hogy egy realisabb modellben is hasonló eredményeket várjunk, mint amelyeket ebben a cikkben kaptunk.

Függelék. Szolgálati idő és jogviszony, 2015, Nők40

A Bevezetésben említettük, hogy a főszövegben eltekintünk a szolgálati idő és a jogviszony hosszának a különbségétől. Függelékünkben pótoljuk ezt a hiányt.

Az ONYF (2016, 64. o.) 4.2. táblázata alapján érdekes megfigyeléseket tehetünk. Bár cikkünkkel ellentétben nem az azonos évben született, hanem az azonos évben (2015-ben) nyugdíjba vonult összes nő szerepel, de több év adatait összefésülve ez az eltérés kiküszöbölhető lenne.

Főbb észrevételeink: 1. Az életkor szerinti létszám-eloszlás elég széles sávban szóródott. A Nők40-ben 2015-ben nyugdíjba vonuló nők közül a legnagyobb csoportot (24,6 százalék) 1957-ben születettek adták, de még az 1954-ben született "túlkoros" nők aránya is elég nagy (12,2 százalék) volt. 2. Minél korábban született valaki, a főiskolai/egyetemi évek kizárása miatt annál később érte el a szükséges jogviszonyt, de annál nagyobb az ellátás alapjául szolgáló nettó keresete: az 1954-ben születettek 158 ezer forintjáról csökken az 1958 után születettek esetén 126 ezer forintra, s a velejáró nyugdíj a szolgálati idő rövidülése miatt még jobban csökken, 132 ezer forintról 101 ezer forintra (a helyettesítési arány a kerekítetlen értékkel számolva 83,9 százalékról 78,6 százalékra).

Az *F.1. táblázat* a létszámok megoszlását szolgálati évek és a jogviszony kettősége szerint mutatja be. Bár a csonkítás miatt nem látható, hogy összesen 28,5 ezer nő vett részt a programban, ezt figyelembe véve megállapítható, hogy míg résztvevőknek több mint 90 százalékának 40 éves jogviszonya van,

a szolgálati idejük nagyon szóródik: még a 43 éves szolgálati idejű nők is 10 százalékot tesznek ki.

A szakasz hossza	40	41	42	43	44	45
Szolgálati idő	13,1	5,3	5,4	2,9	1,2	0,3
Jogviszony hossza	25,8	1,4	0,5	0,2	0,1	0

F.1. táblázat. A szolgálati évek és a jogviszony létszám-megoszlása, Nők40, 2015, ezer fő.
Forrás: ONYF (2016, 64. o.) 4.2. táblázat

Irodalom

1. Augusztinovics, M.–Köllő, J. (2007): “Munkapiaci pálya és nyugdíj: 1970–2020”, *Közgazdasági Szemle*, 54, 529–559.
2. Banyár, J. (2012): “Javaslat egy optimális járadékfüggvényre”, *Sigma*, 42, 105–124.
3. Czeglédi, T.–Simonovits, A.–Szabó, E.–Tir, M. (2016): “A nyugdíjba vonulási szabályok hatása: nyertesek és vesztesek”, *Közgazdasági Szemle*, 63, 473–500.
4. Gruber, J.–Wise, D. szerk. (1999): *Social Security and Retirement around the World*, Chicago, The Chicago University Press.
5. ONYF (2012–2016): Statisztikai Évkönyvek (2011–2015), Budapest, Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság.
6. Simonovits, A. (2012): “Még egyszer az eszmei számla elvi hibájáról”, *Sigma*, 43, 145–161.

RIGIDITY AND FLEXIBILITY IN THE HUNGARIAN PENSION SYSTEM

The present Hungarian pension system is characterized by a peculiar combination of rigidity and flexibility: (i) for sufficiently long contribution (more precisely: right-earning) period any women can retire with full benefit (before reaching the normal retirement age) (Females40); but (ii) nobody else can retire before reaching the normal retirement age, even accepting reduced benefits. Czeglédi–Simonovits–Szabó–Tir (2016) already analyzed the pitfalls of this system with empirical and theoretical tools. This paper develops earlier results into three directions: (a) We prove analytically that even with Females40, due to increased length of contribution and rising real wages it may occur that for sufficiently low labor disutility, it is rational to work longer than the minimally prescribed 40 years. (b) The flexible pension system is socially preferable to the rigid one. (c) Returning from the price indexed benefits to the partially wage indexed benefits, the incentives to work longer become weaker.

MI LENNE VELÜNK AZ AUTÓIPAR NÉLKÜL? ÁGAZATAINK NEMZETGAZDASÁGI JELENTŐSÉGÉNEK VIZSGÁLATA INPUT-OUTPUT TÁBLÁKKAL ÉS HYPOTHETICAL EXTRACTIONS MÓDSZERREL¹

KOPPÁNY KRISZTIÁN
Széchenyi István Egyetem, Győr

Az ágazatpolitikai és gazdaságfejlesztési döntések előkészítéséhez és meghozatalához nélkülözhetetlen az érintett iparágak és vállalatok makrogazdasági súlyával, szerepével és tovagyrűrűző hatásaival kapcsolatos tisztánlátás. Az input-output elemzés szakirodalma hypothetical extractions (hipotetikus kivonás/kivonulás) elnevezéssel illeti azt a módszert, amely az egyes ágazatok (vállalatok) nemzetgazdasági jelentőségét úgy vizsgálja, hogy egy gondolat kísérlet keretében eltávolítja azokat a gazdaság rendszeréből, elvágva az összes olyan szálát, amellyel más hazai vállalatokhoz, az elsődleges inputtényezőkhöz és a végső felhasználókhöz kapcsolódnak. A „vele” és „nélküle” állapot különbségei mutatják a vizsgált szereplők makrogazdasági kategóriákra gyakorolt hatásait. A tanulmány a Központi Statisztikai Hivatal által közzétett ágazati kapcsolati mérlegadatokat (ÁKM), s az ezekből a 2010-2015. évekre továbbvezetett nemzetgazdasági input-output táblák alapján a fenti módszerrel, valamint input-output multiplikátorok segítségével elemzi Magyarország ágazatainak upstream és downstream értékláncait. A vizsgálat a hazai kibocsátásban és külkereskedelemben kiemelkedő, s a hozzáadottértéktermelésben is jelentős arányt képviselő közúti járműgyártásra koncentrál, összehasonlítva az itt kapott eredményeket más ágazatok értékeivel. Makrogazdasági mérőszámaink szempontjából egyre meghatározóbb szerepe ellenére az ágazat magyar gazdaságba való beágyazottságának mutatói hazai és nemzetközi összehasonlításban is a legalacsonyabbak között vannak, s szinte alig változtak az elmúlt fél évtizedben.

Kulcsszavak: input-output elemzés, hipotetikus eltávolítás, értékláncok, előre- és hátratekintő kapcsolatok, multiplikátorok, közúti járműgyártás. *JEL:* C67, O11, O25, O52.

¹Beérkezett: 2017. augusztus 3. E-mail: koppanyak@sze.hu. A kutatást és a tanulmány megírását a Bolyai János Kutatási Ösztöndíj, a PADS Alapítvány és az Economy Control Kft. támogatta. Az elemzés a Központi Statisztikai Hivatal adatai alapján készült. A szerző köszönettel tartozik Mersich Gábornak, Steszli Ádámnak és Vakhai Péternek a kéziratához fűzött észrevételeikért. A tanulmány a XXXII. Magyar Operációkutatási Konferencián, 2017. június 16-án Cegléden elhangzott előadás szerkesztett változata. A konferencián való részvételt a Gazdaságmodellezési Társaság támogatta. Koppány Krisztián a Széchenyi István Egyetem docense, a Gazdaságmodellező Kutatócsoport tagja.

Bevezetés

A tanulmányban alkalmazott eljárások az input-output elemzés eszköztárához tartoznak. Gyökereik egészen az ötvenes évek végéig, a fejlesztés(politika)i szempontból fontos, úgynevezett kulcságazatok (*key sectors*) koncepciójának megjelenéséig vezethetők vissza.

Kezdetben a „fontosság” mérésére a *Rasmussen* [1957], *Hirschmann* [1958] és *Chenery–Watanabe* [1958] által bevezetett közvetlen és teljes hátra- és előrettekintő kapcsolatok (*direct and total backward and forward linkage*) mérőszámait használták. Az input-output modellekben egy ágazat alapvetően kétféle módon gyakorolhat hatást más szektorokra. Amennyiben növeli kibocsátását, akkor ehhez több alapanyagot és alkatrészt kell beszereznie szállítóitól (*direct backward linkage*), amelyeknek ugyancsak bővíteniük szükséges termelésüket és beszerzéseiket, s ugyanígy kell tenniük a beszállítók beszállítóinak. Ez a teljes beszállítói vagy más néven upstream értékláncokon végigfutó hatás az ún. *total backward linkage*. A vizsgált szektor kibocsátásának növekedése ugyanakkor bővülő inputkínálatot is jelent azon ágazatok számára, akik vevői az itt előállított termékeknek. A *direct forward linkage* a vevőként közvetlenül kapcsolódó szektorokra gyakorolt hatásokat, a *total forward linkage* pedig a teljes vevői vagy más néven downstream értéklánc kibocsátásnövelési lehetőségeit méri.

A különféle linkage mutatók az egyes ágazatok más hazai szektorokkal, illetve a gazdaság egészével való összekapcsoltságának mértékét fejezik ki. Minél jelentősebb a kapcsolat a hazai vevőkkel és beszállítókkal, azok annál inkább függenek a vizsgált ágazattól, utóbbi pedig annál „fontosabb” a gazdaság egésze szempontjából. Előre- és hátratekintő kapcsolataik erőssége alapján ilyen értelemben rangsorolhatók, kategorizálhatók az adott ország vagy régió ágazatai, s azonosíthatók a kulcsszektorok.

A „hipotetikus eltávolítás” (*hypothetical extraction*) a kulcságazatok feltárásának egy másik módszere, amelynek ötlete közel egy évtizeddel később *Paelinck és szerzőtársai* [1965], *Miller* [1966] és *Strassert* [1968] tanulmányaiban jelent meg először. Az eljárás azon vizsgálati logikán alapul, miszerint egy jelenség, tényező, intézmény vagy szereplő hatásainak kimutatása úgy lehetséges, ha azt kiemeljük a vizsgált rendszerből, s összehasonlítjuk a „vele” és „nélküle” adódó egyensúlyi állapotokat. A rendszer jelen esetben az input-output táblázattal leírt gazdaságot jelenti, amelyben az érintett ágazatnak mind az output, mind pedig az input relációit megszüntetjük, vagyis kinulázzuk az ÁKM kapcsolódó sorát és oszlopát, más ágazatok beszállítási és a végső kereslet igényeit importból pótoljuk, majd megkeressük a modell új egyensúlyi megoldását. Az eredeti és az új megoldás közötti különbségek kifejezik az adott ágazat jelentőségét, fontosságát.

Mind a linkage mutatóknak, mind pedig a hypothetical extraction módszernek számos változata létezik. Ezekről és a szerteágazó makro-, regionális és környezetgazdasági alkalmazásokról részletes áttekintést ad *Dietzenbacher–Lahr* [2013], *Miller–Blair* [2009] és *Miller–Lahr* [2001].

Ebben a tanulmányban az előzőekben röviden bevezetett, hazánkban

kevésbé elterjedt technikáknak az alkalmazását mutatjuk be Magyarország ágazati kapcsolati mérlegadatainak felhasználásával. Elemzésünk alapvetően nemzetgazdasági szintű, s – leszámítva tanulmány végén szereplő rövidke összehasonlítást a szlovák és cseh autóiparral – egyetlen ország input-output tábláin alapul. Ily módon a globális értékláncoknak csupán a hazai szakaszait vizsgáljuk. Az input-output táblák 2010 és 2015 közötti évekre történő továbbvezetésével azonban egy hosszabb időszak becsült adatai is rendelkezésünkre állnak, amelyek segítségével az ágazatok jelentőségének időbeli alakulását is elemezhetjük.

Ahogy a tanulmány címe is jelzi, a vizsgálat az autóiparra fókuszál, összehasonlítva az itt kapott eredményeket más ágazatok értékeivel. A feldolgozóipar, s azon belül a 29-es statisztikai kóddal² jelzett közúti járműgyártás előretörésével, növekedési hozzájárulásaival,³ s ezek hatásaival, lehetőségeivel és veszélyeivel számos tanulmány foglalkozott az elmúlt években (*Bod* [2013], *Antalóczy* [2015], *Bod* [2015a],[2015b], *Csath* [2015], *Győrffy* [2015], *Molnár-Lengyel* [2015], *Nemes-Nagy-Lőcsei* [2015], *Palócz* [2015], *Antalóczy* [2016], *Bod* [2016], *Lengyel és szerzőtársai* [2016], [2017], *Mellár* [2016], *Nagy-Lengyel* [2016a], [2016b], *Vas és szerzőtársai* [2016], *Koppány* [2017]). A járműiparhoz kapcsolódó kérdések és az autó- és motorgyártó vállalatainkról szóló hírek, szakértői értékelések és vélemények (dízelbotrány, járműipari függés, adókedvezmények és beruházási támogatások, olcsó és aránylag jól képzett munkaerő, profitrepatriálás, alacsony hozzáadottérték-tartalom, szigetként, zárványként való működés, gyenge hazai beszállítói háttér, duális gazdasági szerkezet, egyre szorítóbb munkaerőhiány, átrendeződés, technológiaváltás, delokalizációs kockázatok, kitörési pontok, iparosítás és szakképzés erőltetése helyett a felsőoktatás fejlesztésének szükségessége – csak néhány címszó a leggyakrabban felmerülő témák közül) szinte napi szinten olvashatók a gazdasági sajtóban, az elektronikus médiában, blogokon, fórumokon is (*Madár* [2014], *Hornok-Koren* [2016], *Szabó* [2016], *Szalai* [2015], *Szandányi* [2017], *Bihari* [2017], *Víg* [2017]).

Ezek fényében különösen hangsúlyoznunk kell, hogy az itt bemutatott elemzés – ahogyan a neve is jelzi – teljesen hipotetikus, s nem kapcsolódik egyetlen konkrét vállalathoz sem. Az ágazat(ok) egészét vizsgáljuk.⁴ A totá-

²A gazdasági ágazatokra a tanulmányban mindvégig a Tevékenységek Egységes Osztályozási Rendszerének 2008-tól érvényes változatában (TEÁOR'08) – ami megfelel az EU NACE Rev.2 osztályozásának – meghatározott struktúra szerint és kódszámokkal hivatkozunk.

³A tanulmány írásakor legfrissebb statisztikai adatok (*KSH* [2016a]) alapján az autóipar a 2010 és 2015 közötti hat év mindegyikében pozitívan járult hozzá a gazdasági növekedéshez. Ezek közül a leggyengébb a 2011. év volt 0,1 százalékos hozzájárulásával. Ezt leszámítva az összes többi évben az ágazat a tíz legnagyobb növekedési hatást produkáló szektor között volt. 2010-ben 0,78, 2012-ben 0,18 (mindkettő magasabb volt, mint az akkori összesített, minden ágazat teljesítményét figyelembe vevő országos növekedés), 2013 és 2015 között pedig rendre 0,58, 0,65 és 0,80 százalékos, vagyis a vizsgált időszak hat évéből négyben fél százalékpontonál nagyobb volt a hozzáadott érték bővüléséhez való hozzájárulása. Ilyen teljesítményre egyetlen másik ágazat sem volt képes az ÁKM-ben szereplő 64 közül. A 2016-os év az előzetes statisztikai adatok és a vállalati jelentések alapján már valószínűleg nem volt ilyen kedvező.

⁴A módszer – a megfelelő adatok ismeretében – egyébként alkalmas arra is, hogy

lis vagy jelentős mértékű kivonás bizonyos (főleg szolgáltató) szektorok esetében nemhogy gyakorlatilag, de még elvileg sem nagyon lehetséges. Egyelőre legalábbis szinte elképzelhetetlen, hogy például a közszolgáltatások (közigazgatás, oktatás, egészségügy), az ingatlanügyletek (különösen a saját lakás szolgáltatás) vagy a kereskedelmi tevékenység hazai ellátása teljesen megszűnjék, s a belföldi igényeket importból kelljen biztosítani.⁵

Ebből a szempontból azonban más megítélés alá esnek a kisebb nemzetgazdaságokkal vetekedő méretű külföldi vállalat(csoport)ok tulajdonában lévő, elsősorban importból exportra (főként anyavállalatainknak) termelő, a különféle gazdaságpolitikai kedvezményekre, valamint az egyre inkább korlátos és egyre kevésbé olcsó hazai munkaerőre támaszkodó gyártó- és összeszerelő-üzemek és a nekik közvetlenül vagy közvetve (anyavállalatainkon, kapcsolt vállalkozásokon keresztül) beszállító, ugyancsak külföldi tulajdonú cégek által dominált ágazatok. Ilyen a közúti járműgyártás is, ahol ráadásul nemcsak a külföldi tőke aránya, hanem a vállalati koncentráció is jelentős mértékű.⁶ Mindezek mellett jelenleg egy sor bizonytalansági tényező kapcsolódik az iparághoz (a dízelbotrány utóhatásai, elhúzódo következményei; a gépjárművekkel kapcsolatos szigorodó környezeti szabályozás, az elektromos és hibrid technológiára való átállás bizonytalanságai; a világpolitikai és világgazdasági környezetben megjelenő antiglobalizációs törekvések, a külföldön működő vállalatok hazahívásának veszélye; vagy egyszerűen csak a szokásos vállalati átrendeződések, vállalateladások, tulajdonosváltások miatti bizonytalanságok), amelyek miatt, ha csak elviekben is („feltéve, de meg nem engedve”), mégis fontosnak és aktuálisnak gondoljuk a cikkben megfogalmazott kérdés megválaszolását. Az ágazatpolitikai és gazdaságfejlesztési döntések előkészítéséhez és meghozatalához az érintett iparágak és vállalatok makrogazdasági súlyával, szerepével és tovagyűrűző hatásaival kapcsolatos tisztánlátásra a fentiekől függetlenül, általában is szükség van.

A tanulmány felépítése a következő. Először a 2010-2015. évekre generált

valamely konkrét vállalat megszűnésének vagy a magyar gazdaságból való kivonulásának hatásait, vagyis az ágazat részleges extrakcióját vizsgáljuk. Közelítő vállalati számításokat persze az itt közölt, teljes kivonásra vonatkozó eredmények felhasználásával is lehet végezni. Bár a pontos eredményeket adó összefüggések nemlineárisak, azt a részleges kivonás (*partial extraction*) kérdéseivel részletesen foglalkozó *Dietzenbacher-Lahr* [2013] is elismeri, hogy az egyszerű aránypárok alapján kapott közelítések gyakorlati szempontból teljesen megfelelőek. Vagyis, ha például egy vállalat az ágazati kibocsátásnak nagyjából egyharmadát adja, és a kibocsátáshoz viszonyított különféle együtthatói (hazai értékesítési és beszállítási hányadai, import- és hozzáadottérték-hányadai, munkaerő-intenzitása, fajlagos energiafelhasználási és légszennyezési adatai stb.) megfelelnek az iparági átlagnak, akkor ennek a vállalatnak a makrogazdasági hatásai is nagyjából harmadát teszik ki a teljes ágazaténak.

⁵Ki tudja persze, mit hoz a jövő, mit hogyan oldunk majd meg az egyre inkább kiterjedő e-alapú világban. A globális elektronikus kereskedelem jó példája annak, hogy az adott ország vásárlói igényeinek kielégítéséhez sem hazai raktárra, sem hazai üzlethelyiségre, sem hazai kereskedőkre nincs szükség.

⁶A hazánkban működő négy nagy külföldi autó- és motorgyártó vállalat 2015. évi együttes árbevételre (*Muck* [2016]) a járműipar összkibocsátásának több mint 56 százalékát teszi ki. Ha a beszállítóikon keresztüli, ágazaton belüli tovagyűrűző hatásokat is számításba vesszük, akkor hazai értékláncaik részesedése közel 60 százalékos.

input-output táblák előállításának módszereit és a vizsgálat adatbázisát mutatjuk be. Ezt követően vázlatos képet adunk hazánk ágazati szerkezetéről és az autóipar súlyáról, jelentőségéről – először még csak a táblák peremeiről vizsgálódva. Majd ugyanezt megteesszük az ágazati kapcsolatok figyelembe vételével is, s így elemezzük a teljes kivonás összkibocsátásra, hozzáadott értékre, foglalkoztatásra, jövedelmekre, külkereskedelemre és üvegházhatású gázkibocsátásra gyakorolt következményeit. A tovaggyűrűző hatásokat az előre- és hátramutató értékláncok mentén külön-külön is megvizsgáljuk. Végül egészen az input-output multiplikátorokig, vagyis a bevezető elején tárgyalt, ötvenes évek végi linkage módszerekig megyünk vissza, amelyek alapján kiderül, hogy a járműipar megnövekedett makrogazdasági jelentősége sokkal inkább hatalmas termelési volumenének, semmint a hazai gazdaságba való magas fokú beágyazottságának és tovaggyűrűző hatásainak köszönhető. A záró gondolatok a tanulságokat összegzik, s az itt kapott eredmények pontosítását lehetővé tevő további kutatási irányokat jelölnek ki.

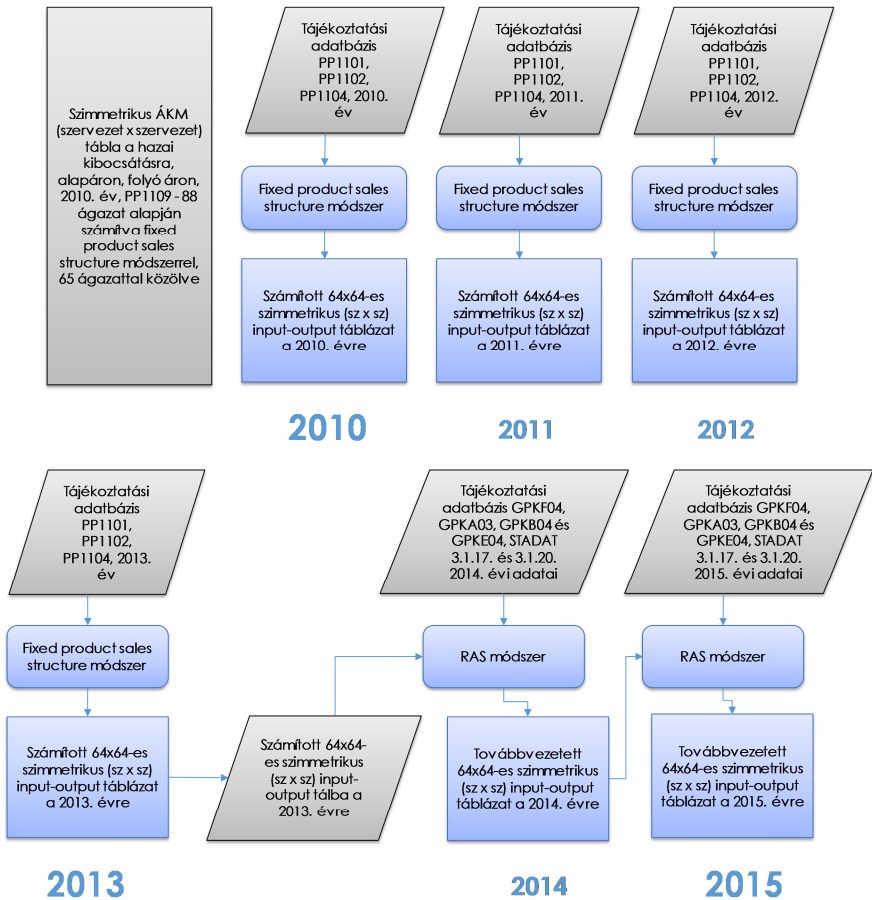
Magyarország input-output táblái 2010-2015

Számításaink a *Koppány* [2016b], [2017] tanulmányokban bemutatott ÁKM-adatbázis aktualizált változatával készültek. A vizsgálati időhorizont egy évvel kibővült, s részben módosultak az alkalmazott módszerek is. Emiatt célszerűnek tartjuk a pusztá hivatkozáson túlmutató, rövid tárgyalást.

A KSH 2016 végén jelentette meg a 2010–2013-as időszak frissített ágazati kapcsolati adatait tartalmazó táblázatait a Tájékoztatósi adatbázisban (*KSH* [2016b]). Bár itt szimmetrikus ÁKM – az ötvenkénti publikációs gyakoriságnak megfelelően – továbbra is csupán 2010-re található, a 2011–2013. évekre a forrás- és felhasználástáblák alapján előállíthatók az ágazati kapcsolati mérlegek.⁷ Számításainkat azonban nemcsak 2013-ig, hanem az ezt követő évekre is igyekeztünk kiterjeszteni. A szervezet \times szervezet típusú táblák 64 ágazatos bontásban (a 68A és 68B ingatlanügyleteket összevonva) történő továbbvezetéséhez egyrészt a korábban már hivatkozott *KSH* [2016a], másrészt az 1. ábrán megjelölt további KSH táblázatokban találtunk adatokat. Az input-output táblák előállítása a 2010-2013. évekre a KSH által is alkalmazott ún. „fixed product sales structure” transzformációval (*Eurostat* [2008], p. 351, Model D, *Boda és szerzőtársai* [1989]), 2014-15-re pedig *Révész* [2010] additív RAS módszerével történt.⁸

⁷Igaz, csak a publikációs szintű, 65 ágazatra összevont adatokból tudunk dolgozni (a KSH ennél részletesebb, 88 ágazatos bontásban számol), de az emiatt adódó különbségek – a 2010-es adatok alapján legalábbis – a multiplikátorok szintjén elenyészőek. Az input-output modell hibátűréséről lásd *Bródy* [2005].

⁸A nemzeti számlákban az export és import esetében használt f.o.b. paritásról az ÁKM-ben alkalmazott c.i.f. paritásra való áttéréshez szükséges c.i.f./f.o.b. korrekciókat a 2010-2013. évek adataiból kiindulva, a korrekció importhoz viszonyított arányainak átlaga alapján becsültük. A készletváltozás oszlopban a 2010-2013. évek ágazati adatainak átlagából indult a RAS eljárás mind a 2014., mind a 2015. évi tábla balanszírozásakor, a többi cellánál viszont az előző évre számított értékből. Az iterációt oszlop-, majd sorirányban végezve az eltérések a cellák abszolút értékeinek arányában kerültek felosztásra



1. ábra. A 2010-2015. évek input-output tábláinak előállításához felhasznált adatok és módszerek

Az 1. ábra az adatbázis előállításának folyamatábráját és logikai kapcsolatát mutatja.⁹ 2010-et, 2013-at és 2015-öt kiemeltük.¹⁰ Terjedelmi okokból csupán erre a három, sőt legtöbbször csak a kezdő és záró évre koncentrálni mutatjuk be a vizsgált időszakban történt változásokat.¹¹

az ágazatok és a végső keresleti komponensek között. A leállási feltétel maximum 50 iteráció vagy legfeljebb 0,001 mFt eltérés volt. A RAS technikáról és az input-output táblák aktualizálásának más módszereiről jó összefoglalást adnak Jackson–Murray [2004] és Lahr–Mesnard [2004] tanulmányai, valamint Miller–Blair [2009] könyve.

⁹ Az ábráról hiányzik a légszennyezési blokk és annak adatforrása. Ennek oka, hogy az üvegházi gázok (ÜHG) ágazati kibocsátásával kapcsolatosan csupán adatgyűjtési és -rendezési feladataink voltak, amelyeket követően a kapott táblát egyszerűen az ÁKM alá helyezhettük. Az adatforrás ugyancsak a KSH Tájékoztatósi adatbázisa volt (KSH [2016c]).

¹⁰ A 2015. évi ÁKM elektronikus mellékletként letölthető az alábbi linkről: http://www.economycontrol.t-online.hu/public/szigma2018/Szigma_Koppány_IOT2015.xlsx.

¹¹ ÜHG adatok 2015-re a tanulmány írásakor még nem álltak rendelkezésre, azért a légszennyezés vizsgálatok a 2010. és a 2013. éveket hasonlítjuk össze.

Ágazataink jelentősége – a táblák peremeiről nézve

A kiemelt évek ÁKM-jei alapján képzett nemzetgazdasági és ágazati arányok a következőket mutatják.

2010-ben a hazai ágazatok összes kibocsátásának 29,2%-a került országon belül termelőfelhasználásra, ez a szám 2015-re 26,8%-ra csökkent. A lakosság és a kormányzat végső fogyasztási kiadásainak, a munka- és vegyes jövedelmeknek a részesedése ugyancsak visszaesett, nőtt viszont a tőkejövedelmek, a kivitel (35,4%-ról 39,3%-ra) és a behozatal aránya (27,3-ről 29,2%-ra). Ezek a változások hazánk nemzetközi munkamegosztásban, globális értékláncokban betöltött szerepének erősödésével is magyarázhatók, amelynek zászlóshajója az elmúlt fél évtizedben autóipar volt.

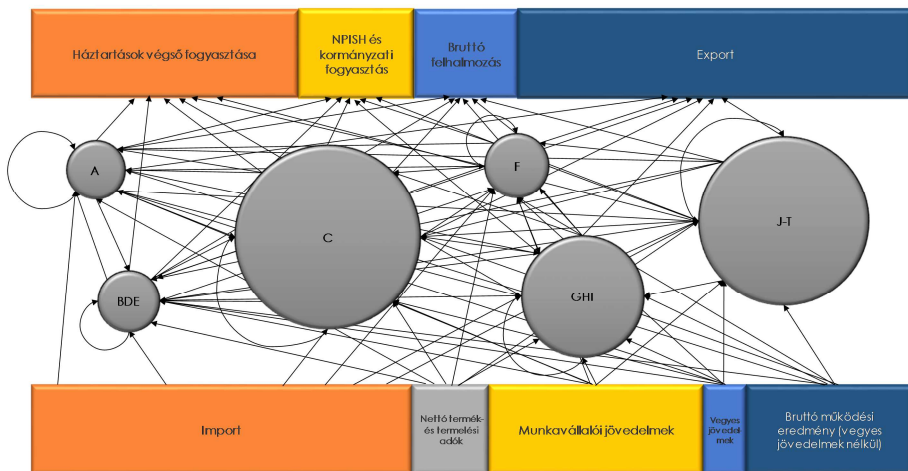
Az előző arányokat az ágazati peremadatokról a tábla belső celláira tekintve, soronként és oszloponként, ágazatspecifikusan is kiszámíthatjuk, amelyek jól mutatják, hogy az export és az import jelentős része a feldolgozóipari ágazatokban, különösen az 29. Közúti járműgyártás alágban jelentkezik. A 2010-es és 2015-ös évek összehasonlítása jelentős szerkezeti átrendeződést jelez, szembevetendő az autóipari kiemelkedése a többi hazai ágazat közül.

A közúti járműgyártás kibocsátásból való részesedése a 2010-es 6,8%-ról 2013-ra 8,9, 2015-re pedig 11,4%-ra emelkedett. Nem volt olyan ágazat 2015-ben, amely ennek legalább a felét elérte volna. De nemcsak a kibocsátás tekintetében lépett feljebb, hozzáadott érték szempontjából is javított. Míg a 2010-es 3,6%-os és a 2013-as 3,9%-os részarányával csak a 8., a 2015-ös 5%-kal már a 4. helyet foglalta el. A foglalkoztatottak létszáma alapján mindvégig kicsit hátrébb helyezkedett el, s bár itt is történt javulás 2010-ről 2013-ra mind az arány, mind a helyezés terén, 2015-re lényeges módosulást nem tapasztalhattunk. A munka- és vegyes jövedelmekből (ezeket a tanulmányban háztartási jövedelmeknek nevezzük) való részesedést tekintve annál inkább: 1,8%-os aránya 2,7%-ra javult, ezzel öt helyet lépett előre. Külkereskedelmi adatai már 2010-ben is meghatározók voltak. Exportbeli arányát 15,8%-ról 23,6%-ra, importbeli hányadát pedig 11,7%-ról 19,1%-ra növelve mindkét mutató rangsorában a 2. helyről az 1. helyre lépett előre. Az üvegházi gázok kibocsátását illetően is némileg előrébb került a középmezőnyben (ami itt negatív eredményt jelent), részesedése a 2010-es 0,2%-ról 2013-ra 0,3%-ra nőtt. Ez a növekedés azonban arányait tekintve elmarad nominális kibocsátási értékének emelkedésétől.

A 2015-ös adatok alapján tehát a közúti járműgyártás kiesése kibocsátást nagyjából 11,4, a hozzáadott értéket 5, a foglalkoztatott létszámot 2,6, a munka- és vegyes jövedelmeket 2,7, az exportot 23,6, az importot 19,1, az ÜHG-kibocsátást pedig 0,3 százalékkal csökkentené. A hatások és az autóipari sikersztori mélyebb értékelése érdekében azonban célszerű figyelembe venni a járműipar más hazai ágazatokkal való közvetlen és közvetett kapcsolatrendszerét és az ezeken keresztül tovagyűrűző hatásait is.

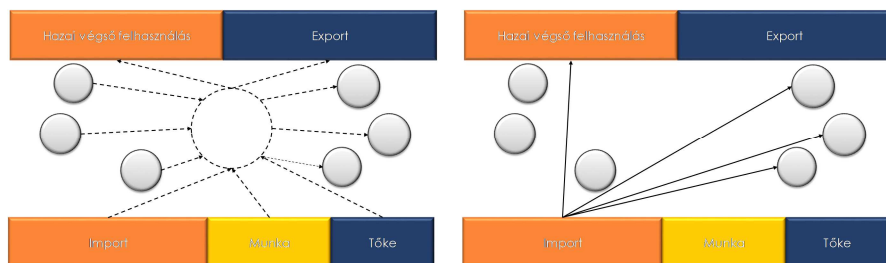
Ágazatok teljes kivonásának hatásai

Az ÁKM által leírt gazdaság egy súlyozott digráf. Ennek egy lehetséges reprezentációja látható a 2. ábrán, amely a 2010-es ágazati, végső felhasználási és jövedelemarányoknak megfelelően mutatja a magyar gazdaság szereplőinek súlyát és kapcsolatrendszerét.¹² Az élek most az erőforrások és termékek áramlási irányát mutatják: a végső tényezőtulajdonostól, illetve beszállítótól mutatnak a termelő- vagy végső felhasználó irányába.¹³



2. ábra. Az input-output modell hálózati reprezentációja

Amennyiben a fenti hálózathoz eltávolítunk egy ágazatot, akkor az a 3. ábrán látható következményekkel jár.



3. ábra. Ágazat teljes kivonásának hatásai: megszűnő beszállítási és értékesítési kapcsolatok (balra), valamint a felhasználási igények pótlása importból (jobbra)

¹²Az ábra az ÁKM 6 ágazatra (A Mezőgazdaság, BDE Ipar (feldolgozóipar nélkül), C Feldolgozóipar, F Építőipar, GHI Kereskedelem, szállítás, vendéglátás, J-T Egyéb szolgáltatások) összevont változata alapján készült. A terjedelmi okokból alkalmazott összevonások ellenére a dolgozatban közölt eredmények mindegyike részletes, 64 ágazatos input-output táblákkal adódott.

¹³A könnyebb áttekinthetőség kedvéért a nyilak vastagságát nem igazítottuk az áramlás értékben kifejezett nagyságához.

Az ábra bal oldali része mutatja, hogy kivonul az ágazat, s ezzel megszűnnek hazai beszállítói és vevői relációi. Elemzésünk azt is feltételezi, hogy a vásárlók – legyenek azok a hazai értéklánc végén álló végső fogyasztók, beruházók, külföldi vevők, vagy a termelőfelhasználási céllal beszerző közbülső ellátási lánc elemek – inmentől kezdve más országból kénytelenek, s változatlan feltételek és költségek mellett képesek is beszerezni a kivont ágazat által gyártott termékeket. Azok a vállalatok pedig, amelyek korábban a vizsgált ágazat beszállítói voltak, most megrendelés- és árbevétel-kiesést szenvednek el, sem a belső, sem a külső vállalati, lakossági vagy állami piacokon nem tudják pótolni értékesítésük elvesző részét.

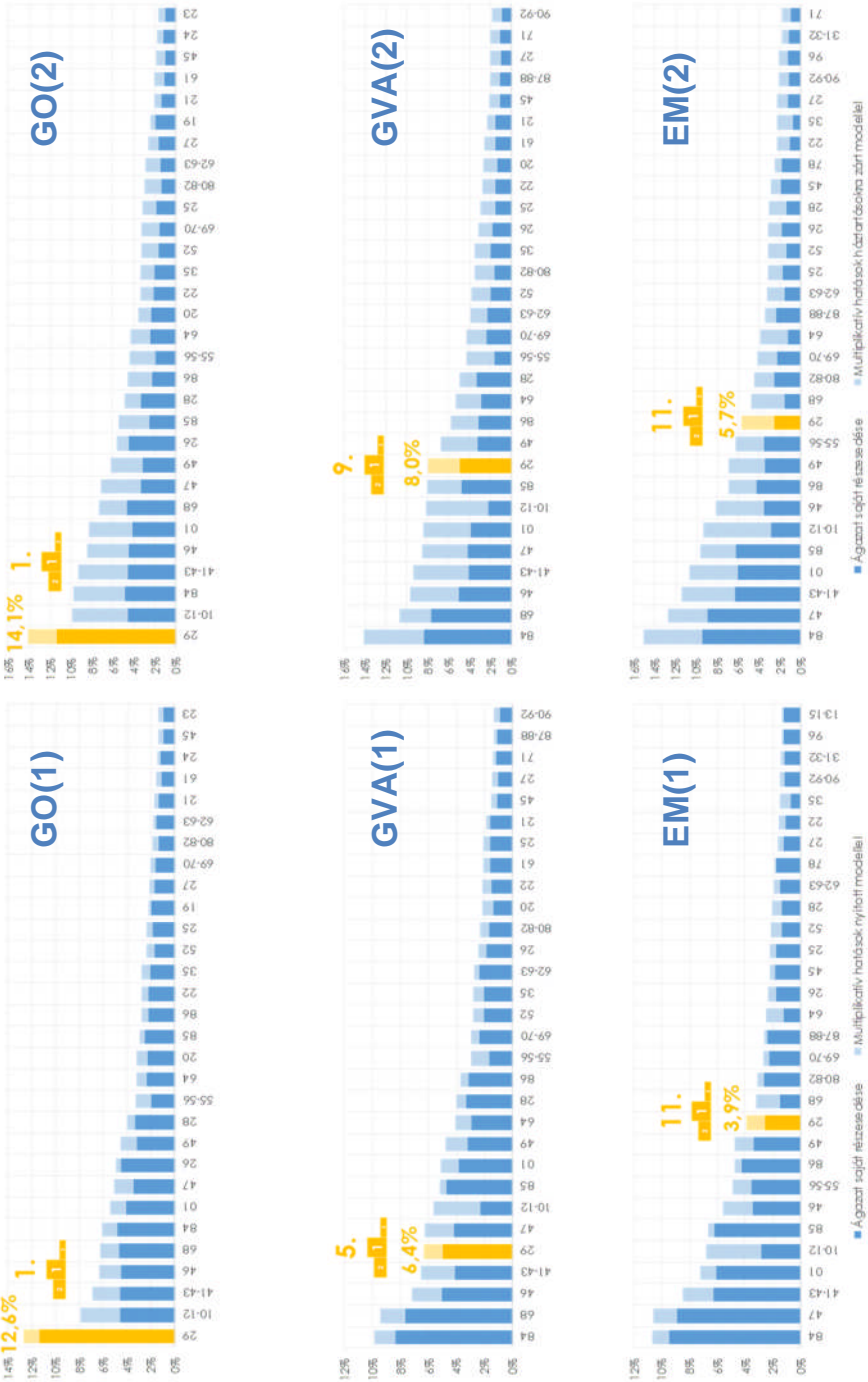
Input-output modellek segítségével kimutathatók mindezek tovaggyűrűző hatásai. A mögöttes formulákat a matematikai függelékben mutatjuk be. Ennél részletesebb tárgyalást a korábban hivatkozott *Miller–Blair* [2009], *Dietzenbacher–Lahr* [2013] és *Miller–Lahr* [2001] könyv, illetve tanulmányok kínálnak.

A 4. ábracsoport diagramjai a függelék (1)-(5) egyenletei alapján kapott eredményeket mutatják. A fektetett lap bal oldalán látható (1) jelű ábrák a nyitott, a (2) jelzésű jobb oldaliak pedig a háztartásokra zárt,¹⁴ statikus input-output volumenmodellhez tartoznak. Az oszlopok magassága (a halványabb részt is beleértve) jelzi az egyes ágazatok kivonulása esetén adódó kibocsátás-, hozzáadottérték- stb. csökkenéseket. A légszennyezés ábráit leszámítva mindegyik diagram a 2015. évre vonatkozik. Az oszlop- és halmozott oszlopdigrammok tengelyfeliratainak értelmezéséhez szükséges ágazatkódok a mellékletben találhatóak.

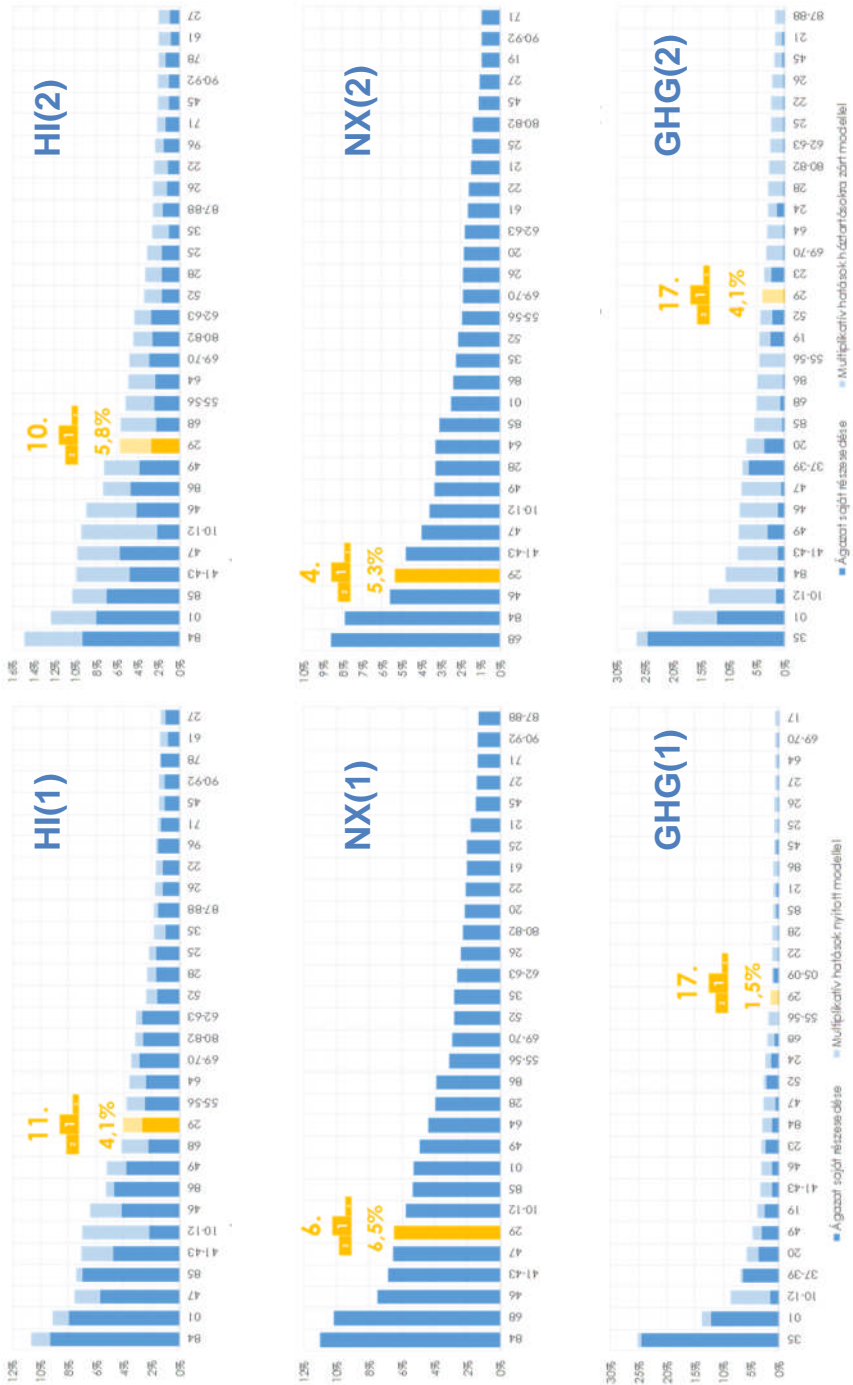
Az autóipar értékeit és rangsorbeli helyét narancs színnel emeltük ki. A közúti járműgyártás hipotetikus eltávolításával az országos kibocsátás 12,6, a hozzáadott érték 6,4, a foglalkoztatotti létszám 3,9, a háztartási jövedelmek 4,1, a külkereskedelmi egyenleg 6,5, a légszennyezőanyag-kibocsátás pedig 1,5 százalékkal csökkennének. A jobb oldali ábrákon látható, 1-2 százalékponttal magasabb számok érvényesek abban az esetben, ha a visszaeső háztartási jövedelmek miatt várható fogyasztáscsökkenés tovaggyűrűző hatásait is figyelembe vesszük. A hozzáadott érték kiesése például ebben az esetben már nagyjából 8 százalékos lenne, amely a 2009-es válságév negatív növekedési adatát meghaladó mértékű sokkot okozna a gazdaság számára.

Az egyes oszlopok sötétebb színű részei mutatják, hogy a teljes hatásból mekkora rész tulajdonítható az ágazat méretének, a halványabbak pedig a más ágazatokra tovaggyűrűző hatások mértékéről tájékoztatnak. A légszennyezési eredményeket leszámítva a járműipar esetében az előbbieket, vagyis a saját súlyából fakadó következmények a meghatározók.

¹⁴Nyitott modellben a végső felhasználás minden elemét exogén változónak vesszük. Háztartásokra zárt modellben a termelőfelhasználás mellett a lakossági fogyasztás is endogén, amelyet a háztartási jövedelmeken (bérjellegű és vegyes jövedelmek) keresztül, rögzített fogyasztási hányadot és változatlan ágazati szerkezetet feltételezve kapcsolunk be a gazdasági körforgásba.



4. ábracsoport. Ágazatok teljes kivonásának hatása a kibocsátásra (GO), hozzáadott értékre (GVA), foglalkoztatottak számára (EM), háztartási jövedelmekre (HI), GVA-arányos külkereskedelmi egyenlegre (NX) és légszennyezésre (GHG) nyitott (1) és háztartásokra zárt (2) input-output modell alapján. A 30 legnagyobb hatású ágazat adata 2015-ben (GHG 2013-ban)

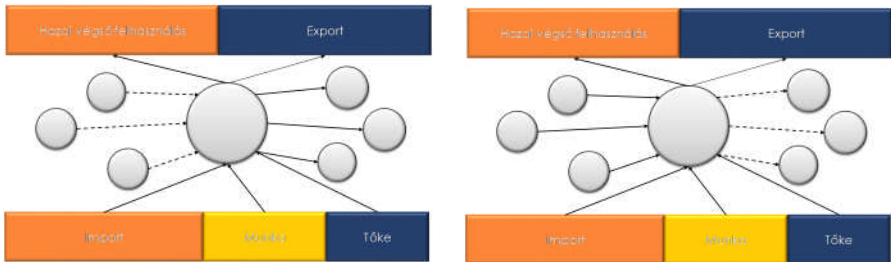


4. ábracsoport (folyt.). Megjegyzés: A diagramok egyik tengelye az ágazatok TEÁOR'08 kódjait, a másik az ágazatok kivonása esetén adódó csökkenéseket mutatja.

A szektor méretét output oldalról 90 százalékban exportja, input oldalról pedig 65-70 százalékban importja határozza meg. Az autóipar kivonása az országos exportra modellünkben kizárólag közvetlenül, saját kiviteli értékén keresztül gyakorol hatást. Az import esetében ez azonban nem így van. Általánosságban is igaz, egy ágazat importjának kiesését kisebb-nagyobb részben ellensúlyozza más ágazatok és a végső felhasználók importjának növekedése. A háztartásokra zárt modellben ez még kiegészül a fogyasztáscsökkenés behozatalt visszafogó hatásával. Az autógyártás esetében az utóbbi két hatás eredője negatív, vagyis a háztartások importjának visszaesése várhatóan nagyobb, mint a korábbi járműipari beszállításokat kiváltó behozatal miatti bővülés, így összességében nagyobb importcsökkenés adódik az ágazat kiesése miatt. Ennek köszönhető, hogy a háztartásokra zárt modellben kisebb külkereskedelmi egyenlegromlást kapunk, mint a nyitott modellben.

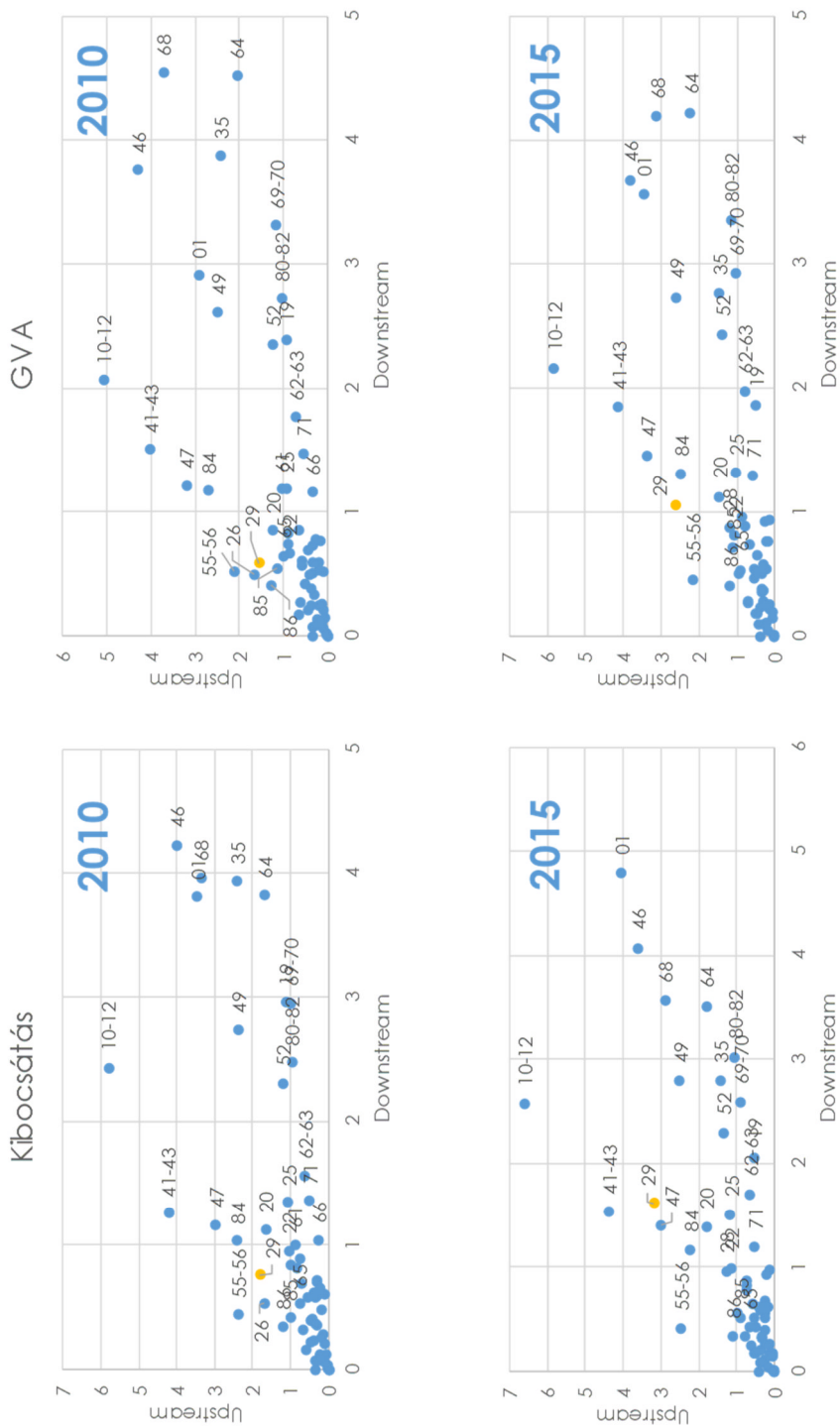
Upstream és downstream értékláncok hatásai

Az autóipar makrogazdasági jelentőségét legnagyobb részben óriási volumenű exportjának és importjának köszönheti. Ezek azonban belföldi értékláncain kívülre mutató elemek. Annak érdekében, hogy a hazai gazdaságban betöltött szerepére, súlyára és ennek változásaira koncentrálhassunk, eltekintünk a végső felhasználáshoz és az elsődleges inputtényezőkhöz tartozó élek elvágásától, s kizárólag hazai beszállítóhoz (az 5. ábrán balra), illetve vevőkhöz (jobbra) fűződő relációinak hatásait vizsgáljuk.



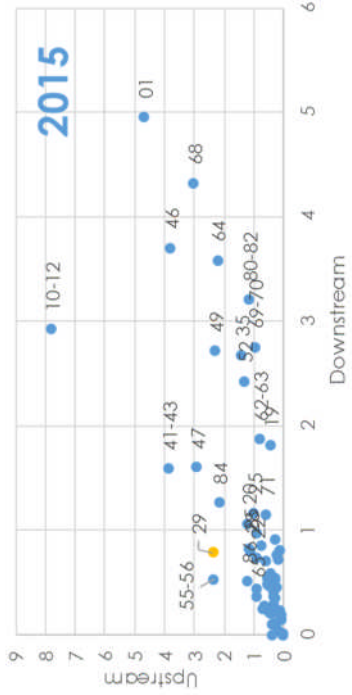
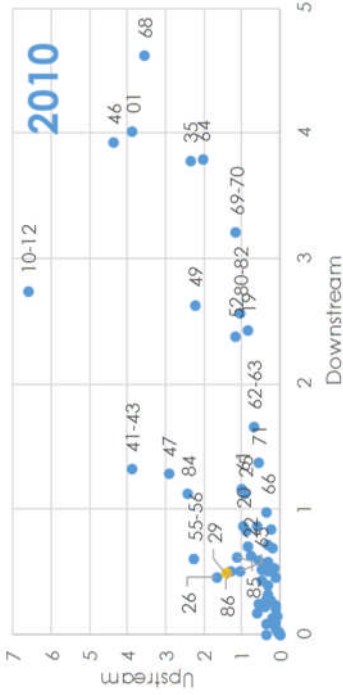
5. ábra. Upstream (balra) és downstream értékláncok (jobbra) hatásai

A vizsgálat során azt keressük, hogy az egyes ágazatok tevékenysége a beépülő és a ráépülő termékeken keresztül milyen mértékben járul hozzá a kibocsátáshoz, hozzáadott értékhez, foglalkoztatáshoz és munkajövedelmekhez. Az értéklánc beszállítói oldalán, upstream irányban jelentkező hatások kimutatásához továbbra is a Leontief-féle keresletvezérelt (demand pull) input-output modellben kell dolgoznunk, a vevők láncolatában megjelenő downstream effektusok számszerűsítése azonban a Gosh-féle kínálatoldali (supply push) modell segítségével történik. A kapcsolódó (6)-(8) formulákat ismét a matematikai függelékben találjuk. Ebben az esetben csak nyitott modellekkel számolunk.

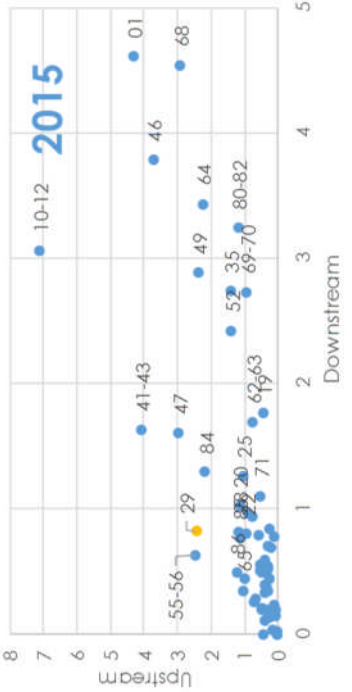
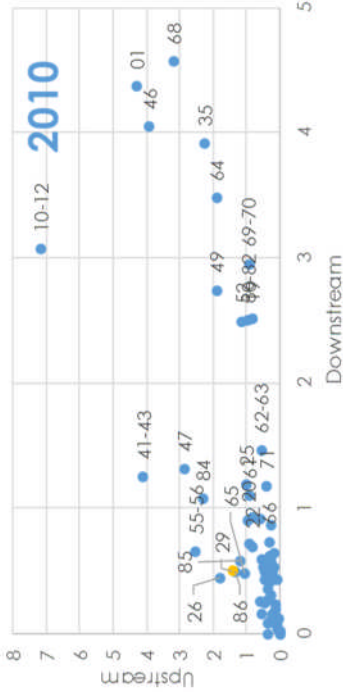


6. ábracsoport. Upstream és downstream értékláncok átlagos ágazathoz viszonyított hatásai 2010-ben és 2015-ben

Háztartásijöv edelem



Foglalkoztatottak



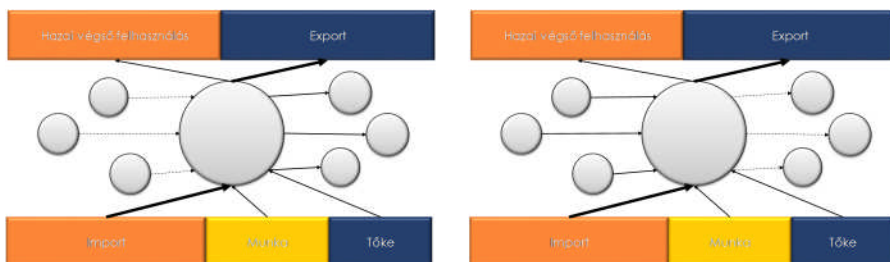
6. ábracsoport (folyt.).

A 2010-es és 2015-ös évekre kapott eredményeket a 6. ábracsoport pont-diagramjai mutatják, ahol a vízszintes tengelyeken a forward (downstream), a függőlegeseken pedig a backward (upstream) hatásokat mérjük normált módon, az átlagos ágazat kibocsátási, hozzáadott érték stb. hatásához viszonyítva. Az átlagos ágazat normált értéke értelemszerűen egységnyi. Az 1 feletti számok az átlagosnál nagyobb, az ennél kisebbek az átlagostól elmaradó jelentőségre, súlyra utalnak. A kétdimenziós ábrázolásmód az upstream és downstream hatások együttes megjelenítését, a gazdaság ágazatainak klasszifikációját is lehetővé teszi.

A 6. ábra alapján a korábbiaktól lényegesen eltérő kép tárul elénk. Nyoma sincs a járműipar kiugró pozíciójának, az ágazat sokkal inkább a középmezőnybe tartozik. Elsősorban átlag közeli vagy kicsivel afeletti, s nem ritkán átlag alatti értékkel is találkozunk, bár mindegyik vizsgált makrokategória esetében mindkét dimenzióban mutatkozik némi javulás 2010-ről 2015-re. A downstream értéklánc mentén megfigyelhető hatások a gyengébbek, itt a foglalkoztatás és háztartási jövedelem viszonylatában még 2015-ben is átlag alatti az eredmény. Az upstream értékek már 2010-ben átlag felettiak voltak, s 2015-re tovább javultak. A javulás ellenére a downstream mutatók egyik makrogazdasági változó tekintetében sem érik el a 2-es, az upstream mutatók pedig a 3-as értéket, szemben a magyar gazdaság szövetébe jóval inkább integrálódott hazai kulcságazatok 5-7 tartományokban mozgó értékeivel.

Input-output multiplikátorok

Annak ellenére, hogy már az előzőekben is törekedtünk az ágazatok méretéből fakadó torzító hatások kiküszöbölésére, észre kell vennünk, hogy ez nem sikerült maradéktalanul. Az export- és importvezérelt autóipar mérete (kibocsátási értéke alapján) több mint a duplájára (!) nőtt 2010 és 2015 között. A 7. ábra azt mutatja, hogy a végső felhasználás és az elsődleges inputtényezők éleinek fenntartása miatt ez az expanzió akkor is növeli a downstream és upstream értékláncok mentén jelentkező hatásokat, ha a kapcsolatok intenzitása kevesebb mint a felével csökkent („a nagyobb tortából egy kisebb szögű körcikk is lehet jóval nagyobb szelet”). A 6. ábrán bemutatott javulás tehát egyáltalán nem biztos, hogy az erősödő hazai ágazati kapcsolatok, a növekvő belföldi beszállítási és továbbértékesítési arányok eredménye.



7. ábra. A növekvő ágazatméret gyengülő ágazati kapcsolatok esetén is jelentkező felfelé torzító hatása

Az ágazati beágyazottság (*backward és forward linkage*) legtisztább mutatói az input- output multiplikátorok, amelyek a végső kibocsátás és az elsődleges inputfelhasználás egy egységére vetítve mutatják az egyes ágazatok által generált tovagyűrűző hatásokat. A multiplikátorok számításával kapcsolatban Miller–Blair [2009], Ambargis–Mead [2012], valamint a matematikai függelék utolsó két bekezdése nyújt támpontokat.

A közvetlen inputoldali hatásokat (*direct backward linkage*) a hazai beszállítási, a közvetlen outputoldali effektusokat (*direct forward linkage*) pedig a belföldi termelőfelhasználásra történő értékesítés arányai mutatják. A tanulmány elején már jeleztük a teljes hazai termelőfelhasználás 29,2%-ról 26,8%-ra csökkenését az országos kibocsátásban. Az 1. táblázatban látható, hogy ez a szám az autóipar esetén csak átmenetileg csökkent (2010-ről 2013-ra), utána nagyjából a 2010-es szintre (12,9%-ra) tért vissza. A továbbértékesítési hányad ennél jóval alacsonyabb értékei pedig végig javuló tendenciát mutatnak.¹⁵

A közvetlen és közvetett hatásokat egyaránt magukba foglaló kibocsátási multiplikátorok változásai is nagyjából az előbbi tendenciát követték, azaz a különbséggel, hogy a kibocsátási inputmultiplikátor értéke nem tudott visszakapaszkodni 2010-es szintjére. Vagyis, ha közvetlenül nem is, a teljes upstream értékláncot tekintve arányaiban mégis valamelyest gyengültek, de legalábbis nem erősödtek az autó- és motorgyártás hazai beszállítói kapcsolatai.

¹⁵Ezek a számok persze feltűnően alacsonyak az országos átlaghoz képest. A járműipar saját ágazaton belüli hazai beszállítási és továbbértékesítési hányadai is – bár növekedtek a vizsgált időszak alatt – csupán 3-5 százalékot tettek ki. A 2010. év szimmetrikus importmátrixa és a HVG korábban hivatkozott top 500-as listáján szereplő, végfelhasználásra gyártó (*OEM, Original Equipment Manufacturer*) és beszállító vállalatainak árbevételi arányai alapján számolva a Magyarországon működő autóipari beszállítók kivitele jócskán meghaladja az itteni OEM-ek importját. Annak, hogy a hazai járműipari vállalatok a szektor hatalmas méretéhez képest (direkt módon legalábbis) meglehetősen kis arányban kereskednek egymással, s hogy az alkatrészgyártó beszállítók is inkább exportra értékesítenek, számos oka lehet. Az 500 legnagyobb cég között szereplő járműipari beszállítók szinte egytől-egyig külföldi tulajdonú cégek, amelyeknél a legnagyobb exportpartner leggyakrabban maga a külföldi anyavállalat. A multi- és transznacionális vállalatok globális piacokban gondolkodva, a nemzetközi értékláncokba integráltnak, az adóoptimalizáció és a diverzifikáció szempontjait is szem előtt tartva működnek, s általában nem specializálódnak kizárólag egyetlen helyi OEM vagy végső felhasználói piac igényeinek kielégítésére. Fejlett technológiájukat az elérhető költségelők (bér, adó stb.) érdekében kihelyezik ugyan a külföldi tőkéért versengő FDI-intenzív munkaerő-gazdaságokba, de szem előtt tartják anyaországuk iparának, külkereskedelmének és makrogazdaságának védelmét is. Beszerzési döntéseiknek általában csak egy kis része történik helyi szinten. A nagy értékű, stratégiai alkatrészekkel kapcsolatban rendszert központilag, az anyaországban, a vállalatcsoport szintjén döntenek. A fentiek miatt könnyen előfordulhat olyan helyzet is, hogy bár rendelkezésre állna, vagy viszonylag könnyen bővíthető lenne a helyi beszállítói kapacitás, a hazai OEM-ek mégis inkább saját országukban működő beszállítóktól rendelnek. Az anyavállalat és az anyaország gazdasági érdekeinek védelmét, technológiai és piaci fölényének fenntartását szolgálja az is, hogy a gyártás- és gyártmányfejlesztési, valamint az értékesítési és a marketingtevékenységek szinte sosem kerülnek ki a más országokban létrehozott leányvállalatokhoz.

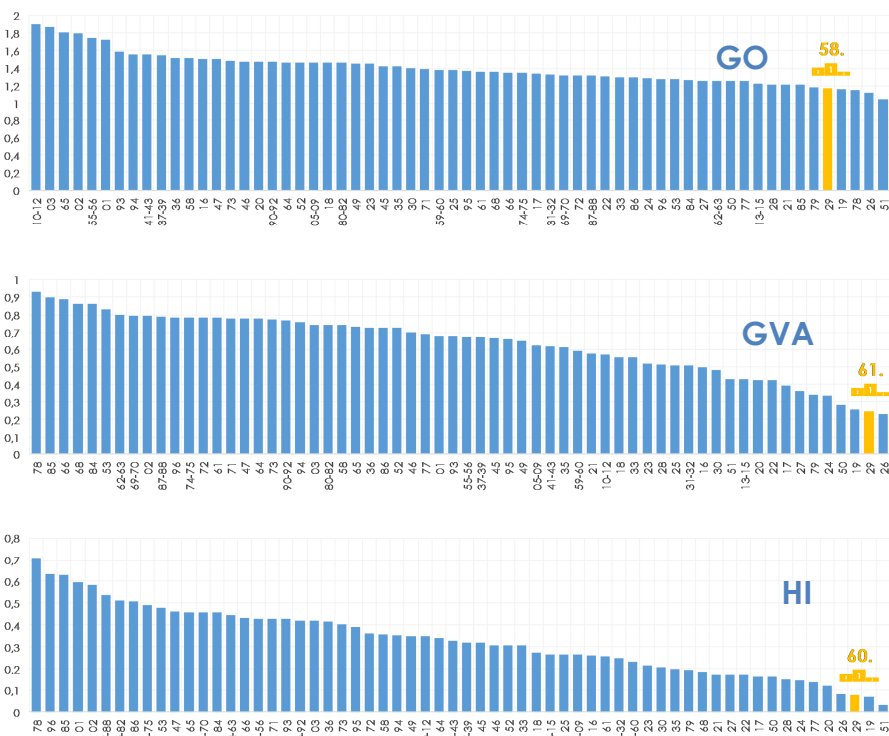
Backward linkages, input multiplikátorok

Év	Kibocsátás		GVA		Foglalkoztatás		Háztartási jövedelmek	
	Közvetlen	Teljes	Közvetlen	Teljes	Közvetlen (fő/mrd Ft)	Teljes (fő/mrd Ft)	Közvetlen	Teljes
2010	0,1293	1,1764	0,2187	0,2884	20,1931	29,9951	0,0568	0,0889
2013	0,1273	1,1672	0,1844	0,2486	19,3901	28,5363	0,0543	0,0848
2015	0,1294	1,1673	0,1832	0,2462	14,1737	22,6651	0,0490	0,0781

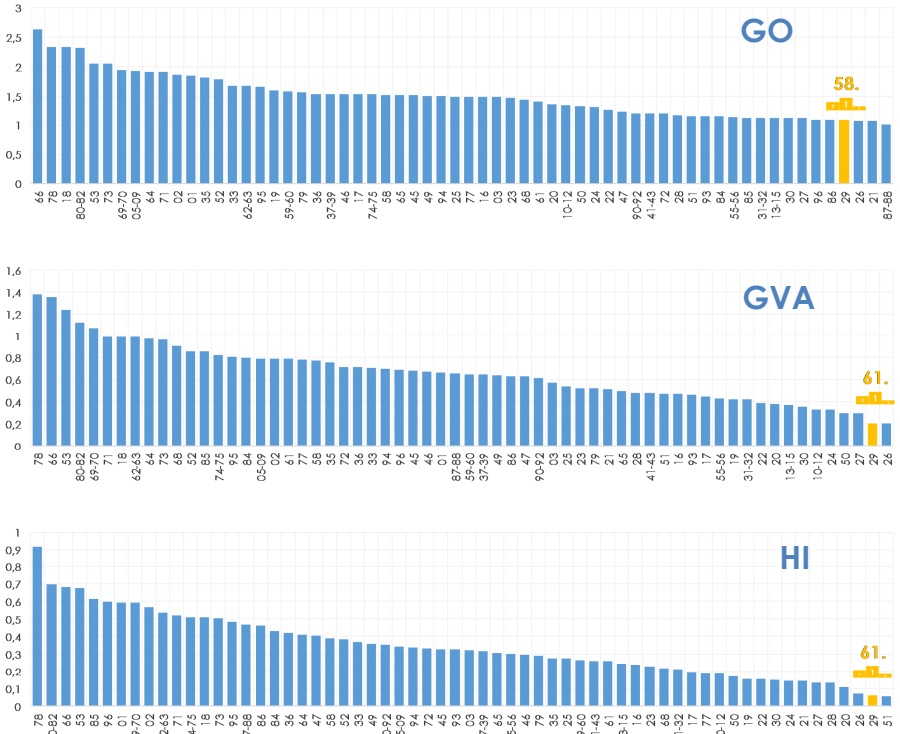
Forward linkages, output multiplikátorok

Év	Kibocsátás		GVA		Foglalkoztatás		Háztartási jövedelmek	
	Közvetlen	Teljes		Teljes		Teljes (fő/mrd Ft)		Teljes
2010	0,0590	1,0734		0,2427		24,0167		0,0673
2013	0,0654	1,0775		0,2061		22,5382		0,0634
2015	0,0716	1,0842		0,2061		17,0140		0,0580

1. táblázat. A közúti járműgyártás input- (felül) és outputoldali (alul) közvetlen hatásai és multiplikátorai



8. ábra. Kibocsátási (GO), hozzáadott érték (GVA) és háztartási jövedelem (HI) input multiplikátorok ágazati rangsora 2015-ben



9. ábra. Kibocsátási (GO), hozzáadott érték (GVA) és háztartási jövedelem (HI) output multiplikátorok ágazati rangsora 2015-ben

Az iparági kibocsátás közvetlen hozzáadottérték- és háztartási jövedelem-tartalma számottevő mértékben csökkent, s jelentősen visszaesett a foglalkoztatási intenzitás is. Míg 2010-ben átlagosan 20, addig 2015-ben már csak 14 foglalkoztatottra volt szükség 1 Mrd Ft autóiipari kibocsátás eléréséhez. Utóbbi természetesen főként a javuló munkatermelékenységnek tudható be: ne felejtjük el, hogy az ágazat a robotizáció terén élen jár. A hozzáadott érték, a foglalkoztatás és a háztartási jövedelmek input és output multiplikátorai egyaránt csökkentek.

A 8. és 9. ábrákon a hazai ágazatok 2015. évi adatok felhasználásával, nyitott input-output modell alapján számított, kibocsátásra, hozzáadott értékre és háztartási jövedelemre vonatkozó input és output multiplikátorait tüntettük fel. Ezek a listák már nemcsak a 30 legnagyobb értéket, hanem a 97-98-as, illetve a 99-es kódszámú ágazatok kivételével mind a 62 alágat tartalmazzák. Látható, hogy a 29-es közúti járműgyártás a listák legvégén szerepel. Ha az időbeli tendenciákat is bemutatnánk, akkor kiderülne, hogy a rangsorok némelyikén nem előre-, hanem inkább hátrálás történt.

Nemzetközi összehasonlítás

Felmerül a kérdés, hogy a rangsorok végén szereplő, alacsony multiplikátorok más, a külföldi autóipari befektetésekért versengő országokra is jellemzőek-e, vagy ez elsősorban magyar sajátosság? Legcélszerűbbnek tűnik a regionális versenytársainkkal – például Szlovákiával és Csehországgal – való összehasonlítás.

Az Eurostat adatbázisában¹⁶ a 2010-es évre állnak rendelkezésre egymással összemérhető termék × termék típusú input-output táblák mindhárom fenti országra.¹⁷ Ezek alapján a 2. táblázatban szereplő eredményeket kapjuk.

	Magyarország	Szlovákia	Csehország
Autóipar részesedése a kibocsátásból	5%	9%	7%
Export részaránya az autóipari kibocsátásból	93%	81%	70%
Autóipar részesedése a teljes exportból	14%	23%	19%
Autóipar importhányada	0,67	0,48	0,36
Autóipar belföldi termelőfelhasználása	0,13	0,38	0,45
Autóipar hozzáadottérték-hányada	0,20	0,14	0,19
Autóipari kibocsátási multiplikátor (1-es típusú, input)	1,17	1,61	1,77
<i>rangszám</i>	<i>62</i>	<i>28</i>	<i>32</i>
Autóipari hozzáadott érték multiplikátor (1-es típusú, input)	0,27	0,35	0,46
<i>rangszám</i>	<i>62</i>	<i>60</i>	<i>55</i>

2. táblázat. Autóipari mutatóink nemzetközi összehasonlításban, 2010

2010-ben az autóipar kibocsátásból és exportból való részesedése még hazánkban volt a legalacsonyabb, az export ágazaton belüli részaránya azonban jóval meghaladta a másik két országban mért értéket. Autóipari importhányadunk lényegesen magasabb, belföldi termelőfelhasználási arányunk pedig jóval kisebb, mint a szlovák vagy a cseh adat. Ez alapján régiós versenytársaink autóipara feltehetően jóval zártabb, integráltabb rendszert, sűrűbb hálózatot alkot, amely kibocsátási multiplikátoraik hazainál szignifikánsan magasabb értékeiben is megmutatkozik. Sőt, ugyanez igaz a hozzáadott érték multiplikátoraikra – annak ellenére, hogy a 2010-es évben az autóipar hozzáadottérték-hányada nálunk volt a legmagasabb. Látható az is, hogy az ágazati multiplikátorok saját országon belüli ranglistáján a szlovák és a cseh közötti járműgyártás jóval előkelőbb helyeken áll, mint a magyar. A magasabb fokú beágyazottság ugyanakkor növeli a külső sokkok – hiszen az ágazat mégiscsak exportvezérelt náluk is – hazai beszállítókra tovagyűrűző hatásait.

Záró gondolatok, további kutatási irányok

Az elemzési eredmények egy 2010 és 2015 között bámulatos bővülést bemutató, makroadatainkat mára döntően meghatározó, ugyanakkor gazdaságunk

¹⁶<http://ec.europa.eu/eurostat/web/esa-supply-use-input-tables/methodology/symmetric-input-output-tables>

¹⁷Az ezekkel adódó eredmények némiképp eltérnek a korábbi, szervezet × szervezet táblákkal számított értékektől.

szövetébe alig integrálódott, Janus-arcú autóipar képét tárják elénk. A portré persze nem ismeretlen, de az alkalmazott módszerek talán eddig nem vizsgált részletekre is ráirányítják a figyelmet.

A szerző fejében egy régi és egy friss olvasmánya kavarog. A régi Kornai könyve az erőltetett és a harmonikus, hosszú távon is fenntartható növekedésről (*Kornai* [1972]), a friss *Víg* [2017] rövid komparatív világgazdasági elemzése a technológia-intenzív nemzeti és az FDI-intenzív munkaerő-gazdaság modelljéről, a közepes jövedelem csapdájából való kitörés és a fejlődés lehetőségeiről. Ezek a kérdések szorosan kapcsolódnak a szakmai diskurzus során gyakran előkerülő, a bevezetőben is említett témákhoz és megoldási javaslatokhoz (lásd például *Bod* [2015a], *Hornok-Koren* [2016], *Koppány* [2017]), amelyekkel az itt bemutatott eredmények alapján egyet is érthetünk, a kiütéskeresés azonban túlmutat ennek az írásnak a keretein.¹⁸

A gondolatok egy másik csoportja – amely tanulmányának lezárása előtt minden szerzőt foglalkoztat – a továbbfejlesztés, pontosítás lehetőségeihez, a jövőbeli kutatási irányok kijelöléséhez kapcsolódik. Több lehetséges út is adódik. Az első, hogy az elemzést input-output táblák helyett a jövedelmek áramlását, s az ezekből fakadó másodlagos multiplikatív köröket jóval pontosabban leíró társadalmi elszámolási mátrixok (*Social Accounting Matrix*, *SAM*) alapján is elvégezzük. Erre mutat példát *Cardente-Sancho* [2006] tanulmánya.¹⁹

Egy másik lehetséges út a pontosabb eredmények irányába egy olyan ÁKM vagy SAM generálása, amely az autóiipari OEM-eket (akár vállalatonként) külön sor(ok)ban és oszlop(ok)ban, az alkatrészgyártó beszállítóktól elkülönülten kezeli.²⁰

Nemcsak tudományos, de gazdaságpolitikai szempontból is hasznos tanulmányokkal szolgálna az itt kapott eredmények más országok (különösen Szlovákia és Csehország) hasonló módon számított mutatóival való időbeli összehasonlítása, a (magyar, szlovák és cseh) járműiparok makrogazdasági jelentőségének és beágyazottságának alapos komparatív elemzése – kiváltképp az előbbieken felvillantott előzetes eredmények fényében.

Fontos kérdés, hogy nemzeti input-output táblákkal meg lehet-e pontosan ragadni a globális vállalati hálózatok különböző országokban jelenlévő tagjainak egymás között zajló tranzakcióit. Az országos ÁKM-ek nem képesek kezelni az olyan összetett és közvetett kapcsolatokat, amelyek során egy hazai vállalat exportja más országokban elvégzett értéknövelő műveletek után importként visszatér Magyarországra. A több ország ágazati kapcsolatrendsze-

¹⁸Megjegyezzük ugyanakkor, hogy az input-output elemzés, különösen annak regionális és vállalati alkalmazásai fontos és hasznos döntéstámogató modelljei lehetnek ennek a munkának.

¹⁹Az 1. ábrának megfelelően nemcsak az input-output táblákat, hanem – a nemzetgazdaság integrált számláiból származó adatok felhasználásával – a 2010-2015. évek társadalmi elszámolási mátrixait is összeállítottuk. A SAM-ek feldolgozásra, kiemelésre készen állnak.

²⁰Egy ilyen tábla előállításához a vállalatok lekérdezésére, azaz hibrid technikák alkalmazására is szükség lehet (*Koppány-Hajba* [2015]). A Széchenyi István Egyetemen Gazdaságmodellező Kutatócsoportja által kidolgozott SZEconomy-GyóRIO egy ilyen szemléletű modell. Az úttörő kezdeményezés több vállalati partnernél értő fülekre talált, s már az első eredményekről is be tudtunk számolni (*Koppány-Steszli* [2017]).

rét leíró input-output táblák (mint például a *WIOD* (Dietzenbacher és szerzőtársai [2013]), az *EORA* (Lenzen és szerzőtársai [2013]) vagy az OECD ICIO táblái²¹) azonban igen. *Oosterhaven–Hewings* [2014] arról számol be, hogy ezeknek a feedback és spillover hatásoknak az országos táblák használata során történő figyelmen kívül hagyása a multiplikátorok jelentős alulbecslését eredményezi. Éppen ezért célszerű lenne az előző adatbázisok valamelyikén is elvégezni az itt bemutatott számításokat.

Végezetül nemcsak felfelé, hanem lefelé – a statisztikai régiókat, megyéket, városrégiókat kezelő regionális input-output táblák irányába – is elindulhatunk a területi hierarchiában. Ezek alapján lehetőségünk nyílik megvizsgálni és egymással összehasonlítani különböző régiók azonos ágazatainak (vállalatainak) jelentőségét, az ágazatok (vállalatok) egyik régióból a másikba történő teljes (vagy részleges) áttelepülésének következményeit az érintett régiók és az ország gazdaságára (vagyis elemezhetjük a telephelyválasztás regionális és makroökonómiai hatásait). Hipotetikus eltávolítással kimutathatjuk az egyes régiók, valamint azok egyes ágazatainak (vállalatainak) súlyát, fontosságát a különböző területi egységek, illetve az ország egészének gazdasága szempontjából. A vállalati alkalmazások segítségével az ágazat- és vállalatfejlesztési politika mikroszintű döntéseit is támogathatjuk. Rávilágíthatunk azokra a beavatkozási pontokra és lehetőségekre, amelyekkel növelhető a beágyazottság, fokozhatók a multiplikatív hatások és egy megfelelően diverzifikált ágazati-vállalati portfólió fenntartásával mérsékelhetők a regionális és makrogazdasági kockázatok.

Ezek a továbbfejlesztési irányok határozzák meg a témában folytatott jövőbeli kutatásainkat.

Matematikai függelék

A skalárokat a szokásoknak megfelelően dőlt betűkkel, a mátrixokat nagy, a vektorokat pedig kis félkövér betűkkel jelöljük. A transzponáltakat aposztróf jelzi, az összegzővektort \mathbf{i} , az egységmátrixot \mathbf{I} , az invertálás műveletét és az inverz mátrixot pedig a $^{-1}$ hatványkitevő jelöli.

Egy ágazat teljes kivonása esetén az input-output táblázat kapcsolódó sora és oszlopa kinullázódik, az import sorában található értékek pedig megnövekednek a más ágazatok és szektorok korábban az érintett ágazatból származó termelő- és végső felhasználásaival. Ezek a változások érintik a közvetlen ráfordítási együtthatók (technológiai koefficiensek) \mathbf{A} mátrixát, a végső felhasználások \mathbf{f} , valamint az importhányadok \mathbf{m} vektorát. A j -edik sorában és oszlopában nullákat tartalmazó közvetlen ráfordítási együtthatómátrixot $\bar{\mathbf{A}}_{(j)}$ -vel, a j -edik elemként nullát tartalmazó végső felhasználások oszlopvektorát $\bar{\mathbf{f}}_{(j)}$ -vel jelöljük.

Az input-output modell \mathbf{x} kibocsátási vektorra vonatkozó megoldását a

²¹Az OECD *Inter-Country Input-Output* tábláira (ICIO) épülő TiVA (*Trade in Value Added*) módszertanról jó összefoglalást ad magyar nyelven Vakhali [2016].

szokásos

$$\mathbf{x} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}\mathbf{f} \quad (1)$$

egyenlet adja, amely a j -edik ágazat kivonása esetén

$$\bar{\mathbf{x}}_{(j)} = (\mathbf{I} - \bar{\mathbf{A}}_{(j)})^{-1}\bar{\mathbf{f}}_{(j)}. \quad (2)$$

Háztartásokra zárt modellben az n ágazatot tartalmazó ($n \times n$ -es) \mathbf{A} mátrix egy további sorral és oszloppal egészül ki, amelyek rendre az egyes ágazatok háztartási jövedelem hányadait, illetve a háztartási jövedelemből az egyes ágazatok termékeire költött lakossági fogyasztási kiadások arányát mutatják.

A j -edik ágazat teljes kivonásának kibocsátásra gyakorolt hatását (1) és (2) különbségeként tudjuk kimutatni:

$$GO_j^T = \mathbf{i}'\mathbf{x} - \mathbf{i}'\bar{\mathbf{x}}_{(j)}. \quad (3)$$

Szokás az eredményt „nettósítani”, azaz az eredeti kibocsátási értékből levonni az ágazat saját outputját:

$$GO_j^{nT} = (\mathbf{i}'\mathbf{x} - x_j) - \mathbf{i}'\bar{\mathbf{x}}_{(j)}. \quad (4)$$

Ebben az esetben az egyes ágazatok súlyát, fontosságát kizárólag a többi ágazatra gyakorolt hatásukkal mérjük. Ezek láthatók a 4. ábracsoport oszlopdiaagramjainak halvány színnel jelölt részein a kiinduló kibocsátási érték arányában kifejezve.

A hozzáadott értékre, foglalkoztatásra, háztartási jövedelmekre, ágazati importra és üvegházgáz-kibocsátásra gyakorolt hatások az előző változók kibocsátáshoz viszonyított arányai alapján határozhatók meg. A hozzáadott-érték-hányadok vektorát \mathbf{v} -vel jelölve a GVA-hatás a következőképpen adódik

$$GVA_j^T = \mathbf{v}'\mathbf{x} - \bar{\mathbf{v}}'_{(j)}\bar{\mathbf{x}}_{(j)}. \quad (5)$$

Ebbe a formulába \mathbf{v} helyére az ágazati foglalkoztatási intenzitások \mathbf{e} vagy az importhányadok \mathbf{m} vektorát helyettesítve kapjuk az extrakció foglalkoztatott létszámra és ágazati importra vonatkozó következményeit. (A többi változó esetén is hasonlóan kell eljárni.) Fontos kiemelni, hogy míg a hozzáadottérték-arányokban nem feltételezünk változást ($\mathbf{v} = \bar{\mathbf{v}}_{(j)}$), addig az importhányadok esetében ez nem igaz, a kivonás következtében a behozatali arányok kisebb-nagyobb mértékben emelkedni fognak ($\mathbf{m} \leq \bar{\mathbf{m}}_{(j)}$). Nem szabad elfeledkezni arról sem, hogy a fenti képlettel csupán az ágazatok termelőfelhasználási célú importkeresletének változását kapjuk meg. A végső felhasználás közvetlen importtartalmának módosulásával még ezen felül kell számolnunk.

Az upstream értékláncokon jelentkező hatások számszerűsítéséhez az eredeti végsőfelhasználás-vektort, illetve a technikai együttható-mátrixnak egy olyan módosított változatát kell használnunk, ahol a j -edik ágazatnak csupán az oszloplemei nullák.

A downstream (forward) hatásokat az input-output modell Gosh-féle kínálatoldali (push) változatával tudjuk kifejezni, ahol nem a termelőfelhasználás, hanem a termelőkibocsátás ágazati szerkezetét leíró \mathbf{B} mátrixszal és az

elsődleges inputtényezők (a hozzáadott érték és az import) \mathbf{p} vektorával dolgozunk. Ebben a modellben a kibocsátás sorvektorát a következő összefüggés adja meg:

$$\mathbf{x}' = \mathbf{p}'(\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}. \quad (6)$$

A \mathbf{B} mátrix j -edik sorát kinullázzuk ($\overline{\mathbf{B}}_{(rj)}$), majd ezzel írjuk fel a (6) egyenletet:

$$\overline{\mathbf{x}}_{(rj)} = \mathbf{p}'(\mathbf{I} - \overline{\mathbf{B}}_{(j)})^{-1}. \quad (7)$$

A j -edik ágazat downstream értékláncainak forward kibocsátási hatása az előzőek felhasználásával:

$$GO_j^F = \mathbf{x}'\mathbf{i} - \overline{\mathbf{x}}'_{(rj)}\mathbf{i}. \quad (8)$$

A hozzáadott érték és a többi vizsgált makrogazdasági kategória vizsgálata ismét az (5) formula alapján történik.

A input és output multiplikátorokkal kifejezett hátra- és előremutató közvetlen hatások az \mathbf{A} , illetve \mathbf{B} mátrixok kivont ágazathoz tartozó j -edik oszlopában, illetve sorában elhelyezkedő elemeinek összegei (vagyis az ágazat összes belföldi termelőfelhasználásának és -kibocsátásának az outputjához viszonyított arányai).

Az upstream és downstream értékláncokon tovaggyűrűző teljes backward és forward termelési multiplikátorok az $\mathbf{L} = (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}$ Leontief-, illetve a $\mathbf{G} = (\mathbf{I} - \mathbf{B})^{-1}$ Gosh-inverz j -edik oszlopának, illetve sorának összegei. A \mathbf{v} hozzáadottértékhányad-vektor felhasználásával a GVA-multiplikátorok vektorai $\mathbf{v}'\mathbf{L}$, illetve $\mathbf{G}'\mathbf{v}$ módon adódnak. Hasonlóképpen határozhatók meg foglalkoztatási, háztartási jövedelmi és import multiplikátorok.

Irodalom

1. Ambargis, Z. O.–Mead, C. I. [2012]: *RIMS II. An essential tool for regional developers and planners*. Bureau of Economic Analysis.
2. Antalóczy Katalin [2015]: A Külgazdaság Körkérdés a magyar gazdaság szerkezetének és pénzügyi rendszerének átalakulásáról című rovatában megjelent elemzés. *Külgazdaság*, 59(1-2), 4–9. o.
3. Antalóczy Katalin [2016]: A Külgazdaság Körkérdés a magyar gazdaság szerkezetének és pénzügyi rendszerének átalakulásáról című rovatában megjelent elemzés. *Külgazdaság*, 60(1-2), 4–9. o.
4. Bihari Tamás [2017]: Mellár: bezárkózás helyett nyitott kapukat. Interjú Mellár Tamással. *Népszava*, 2017. febr. 4.
5. Bod Péter Ákos [2013]: Iparosítás, újraparosítás – de mi az ipar ma? *Magyar Szemle*, 22. (új) évf. 7-8. sz. 183–188. o.
6. Bod Péter Ákos [2015a]: Átmeneti ütemvesztés vagy a „közepes jövedelem csapdája”. Kommentár a magyar gazdaságfejlesztési teendőkhöz. *Gazdaság és Pénzügy*, 2. évf. 1. sz. 2–17. o.
7. Bod Péter Ákos [2015b]: Gazdaságszerkezeti kihívásaink – hármas menetben. *Külgazdaság*, 59(1-2), 9–17. o.

8. Bod Péter Ákos [2016]: Szakaszhatar közelében a magyar gazdaság, de merre tovább? *Külgazdaság*, 60(1-2), 14–20. o.
9. Boda György–Koósne Balsay Éva–Molnár István [1989]: Az ágazati kapcsolatok mérlegének összeállítása Magyarországon. *Statisztikai Szemle*, 67(6), 584–598.
10. Bródy András [2005]: Az input-output módszer hibatűrése. *Közgazdasági Szemle*, 10, 723–735. o.
11. Cardenete, M. A.–Sancho, F. [2006]: Missing links in key sector analysis, *Economic Systems Research*, 18(3), 319–325 o., DOI: 10.1080/09535310600844409
12. Chenery, H. B.–Watanabe, T. [1958]: International Comparisons of the Structure of Production. *Econometrica*, 26, 487–521. o.
13. Csath Magdolna [2015]: Mi a baj a magyar gazdaság szerkezetével? Magyar Nemzet, 2015. október 26.
14. Dietzenbacher E.–Los B.–Stehrer, R.–Timmer, M.–de Vries, G. [2013]: The Construction of World Input–Output Tables in the WIOD Project. *Economic Systems Research*, 25(1), 71–98, DOI: 10.1080/09535314.2012.761180
15. Dietzenbacher E.–Lahr, M. L. [2013]: Expanding Extractions. *Economic Systems Research*, 25(3), 341–360. o., DOI: 10.1080/09535314.2013.774266
16. Eurostat [2008]: Eurostat Manual of Supply, Use and Input-Output Tables.
17. Györffi Dóra [2015]: Újraiparosítás az Európai Unióban és Magyarországon. *Külgazdaság*, 59(1-2), 17–21. o.
18. Hirschman, A. O. [1958]: *The Strategy of Economic Development*. New Haven, CT:Yale University Press.
19. Hornok Cecília–Koren Miklós [2016]: Magyarország Európa legsikeresebb összeszerelő üzeze? Defacto, 2016. december 28.
20. Jackson, R.–Murray, A. [2004]: Alternative Input-Output Matrix Updating Formulations. *Economic Systems Research*, 16(2), 135–148. o. DOI: 10.1080/0953531042000219268
21. Koppány Krisztián [2016a]: Macroeconomic Impacts of the University and Industry Cooperation Centre of Győr. Some Methods of Analysis with Input-Output Tables and the SZEconomy-GyőRIO Model. *Tér-Gazdaság-Ember*, IV. évf. 4. szám.
22. Koppány Krisztián [2016b]: Növekedési hozzájárulások számítása input-output táblák strukturális felbontása alapján. *Statisztikai Szemle*, 94(8-9), 881–914. DOI: 10.20311/stat2016.08-09.hu0881
23. Koppány Krisztián [2017]: A növekedés lehetőségei és kockázatai. Magyarország feldolgozóipari exportteljesítményének és ágazati szerkezetének vizsgálata, 2010–2014. *Közgazdasági Szemle*, 64(1), 17–53. o.
24. Koppány Krisztián–Hajba Tamás [2015]: Hibrid regionális input-output modellek kiegyensúlyozási problémái: Lehetséges megoldások a GyőRIO modellben. XXXI. Magyar Operációkutatási Konferencia, Cegléd, Magyarország, 2015.06.10-2015.06.12., 51. o.
25. Koppány Krisztián–Steszli Ádám [2017]: Egy járműipari vállalat tovagyűrűző gazdasági hatásainak elemzése a SZEconomy modellben. Kautz Gyula Emlékkonferencia, Győr, 2017. június 8.
26. Kornai János [1972]: Erőltetett vagy harmonikus növekedés. Budapest, Akadémiai Kiadó.

27. Központi Statisztikai Hivatal [2016a]: Tájékoztató adatbázis / Általános gazdasági mutatók / Nemzeti számlák, GDP / A GDP termelése / Kibocsátás és bruttó hozzáadott érték folyó- és előző évi áron (GPKB04). Frissítve: 2016. szept. 30.
28. Központi Statisztikai Hivatal [2016b]: Tájékoztató adatbázis. / Általános gazdasági mutatók / Nemzeti számlák, GDP / ÁKM, forrás- és felhasználástábla/Forrástábla, Felhasználástábla piaci beszerzési áron, Felhasználástábla a hazai kibocsátásra alapítván, Szimmetrikus ÁKM (szervezet x szervezet) tábla, alapítván, folyó áron TEÁOR'08 (ESA2010) (PP1101, PP1102, PP1104, PP1109). Frissítve: 2016. dec. 21.
29. Központi Statisztikai Hivatal [2016c]: Tájékoztató adatbázis /Környezet/Levegő/Nemzetgazdasági ágazatok légszennyező anyag kibocsátása (UAE101). Frissítve: 2016. szept. 16.
30. Lahr, M.–Mesnard, L. [2004]: Biproportional Techniques in Input-Output Analysis: Table Updating and Structural Analysis. *Economic Systems Research*, 16:2 115-134. o. DOI: 10.1080/0953531042000219259
31. Lengyel Imre–Szakálné Kanó Izabella–Vas Zsófia–Lengyel Balázs [2016]: Az újraparosodás térbeli kérdőjelei Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, 63, 615–646. o. DOI: 10.18414/ksz.2016.6.615
32. Lengyel, I.–Vas, Zs.–Szakalne Kano, I.–Lengyel, B. [2017]: Spatial differences of reindustrialization in a post-socialist economy: manufacturing in the Hungarian counties, *European Planning Studies*, DOI: 10.1080/09654313.2017.1319467
33. Lenzen, M.–Moran, D.–Kanemoto, K.–Geschke, A. [2013]: Building EORA: A Global Multi-Region Input-Output Database At High Country and Sector Resolution. *Economic Systems Research*, 25(1), 20–49, DOI:10.1080/09535314.2013.769938
34. Madár István [2014]: Újraparosítás? Minek? *Portfolio*, 2014.04.15 15:08 <http://www.portfolio.hu/gazdasag/ujraparositas-minek.197831.html>
35. Mellár Tamás [2016]: Növekedési kilátások. *Közgazdaság*, 60(1-2), 54–60. o.
36. Miller, R. E.–Lahr, M. L. [2001]: A Taxonomy of Extractions. In: Lahr, M. L.–Miller, R. E. (Eds.), *Regional Science Perspectives In Economic Analysis: A Festschrift In Memory Of Benjamin H. Stevens*, Elsevier Science, pp. 407–441.
37. Miller, R. E.–Blair, P. D. [2009]: *Input-Output Analysis. Foundations and Extensions*, Second Edition. Cambridge University Press, Cambridge. DOI: 10.1017/cbo9780511626982.003, 10.1017/cbo9780511626982.007
38. Miller, R. E. [1966]: Interregional Feedbacks in Input-Output Models: Some Preliminary Results. *Papers, Regional Science Association*, 17, 105–125. o.
39. Molnár Ernő–Lengyel István Máté [2015]: Újraparosítás és útfüggőség: gondolatok a magyarországi ipar területi dinamikája kapcsán. *Tér és Társadalom*, 29(4) 42-59. o. DOI: 10.17649/tet.29.4.2726
40. Muck Tibor [2015]: TOP 500. Árbevételi rekorderek. Nagy számok törvényenkívülisége. *Heti Világgazdaság*, 2016. november 3. 49-74. o.
41. Nagy, B.–Lengyel, I. [2016a]: The Structural Change of Manufacturing in Hungary, 2008–2014. *Studies in International Economics*, 2016, Vol. 2, No. 2, pp. 3–27.
42. Nagy Benedek–Lengyel Imre [2016b]: A feldolgozóipar szerkezetváltása Magyarországon 2008 és 2014 között. *Közgazdaság*, 60(9-10), 3–27.

43. Nemes Nagy József–Lőcsei Hajnalka [2015]: Hosszú távú megyei ipari növekedési pályák (1964-2013). *Területi Statisztika*, 55(2), 100–121. o.
44. Oosterhaven, J.–Hewings, G. J. D. [2014]: Interregional Input-Output Models. In: Fischer, M. M.–Nijkamp, P. (szerk): *Handbook of Regional Science*. Springer-Verlag, Berlin, Heidelberg, DOI 10.1007/978-3-642-23430-9_43
45. Paelinck, J.–Caevel, J.–Degueldre, J. [1965]: Analyse Quantitative de Certaines Phénomènes du Développement Régional Polarisé: Essai de Simulation Statique d'Itéraires de Propagation. In: Bibliothèque de l'Institut de Science Économique, No. 7, Problèmes de Conversion Économique: Analyses Théoriques et Études Appliquées. Paris: M.-Th. Génin, 341–387. o.
46. Palócz Éva [2015]: Gondolatok az európai és a magyar gazdaság szerkezeti változásairól. *Külgazdaság*, 59(1-2) 46–51. o.
47. Rasmussen, P. N. [1957]: *Studies in Inter-Sectoral Relations*. Amsterdam: North-Holland.
48. Révész Tamás [2001]: Költségvetési és környezetpolitikák elemzése általános egyensúlyi modellekben. Doktori értekezés. Budapesti Corvinus Egyetem.
49. Strassert, G. [1968]: Zur Bestimmung Strategischer Sektoren mit Hilfe von Input-Output Modellen. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 182 (3):211–215. o.
50. Szabó Balázs [2016]: Áldás vagy átok Magyarország autóipari függősége? Index, 2016. december 20.
51. Szalai Bálint [2015]: A német óriás, amely tarkón vágja Magyarországot. Index. 2015.10.01. 11:10 http://index.hu/gazdasag/ado_es_koltsegvetes/2015/10/01/vw_csalas_magyar_gdp_gazdasagi_hatasok/
52. Szandányi Levente [2017]: Eladták az Opelt – Nagyon résen kell lennie Magyarországnak. Portfolio, március 10, www.portfolio.hu/vallalatok/eladtak-az-opelt-nagyon-resen-kell-lennie-magyarorszag-nak.245324.html
53. Vakhal Péter [2016]: A hozzáadott-érték kereskedelem tendenciái az OECD-országokban. A KOPINT-TÁRKI Konjunktúrakutatási Intézet Költségvetési Tanács (KT) megbízásából készített tanulmánya. Letölthető a KT honlapjáról: www.parlament.hu/documents/126660/712568/TiVA_v2_a.pdf
54. Vas Zsófia–Lengyel Imre–Szakályné Kanó Izabella [2015]: Regionális klaszterek és agglomerációs előnyök. Feldolgozóipar a magyar városrégiókban. *Tér és Társadalom*, 29(3), 49–72. o.
55. Víg István [2017]: Nincs magyar modell, de sürgősen ki kellene találni. Portfolio, 2017. márc. 9.

Melléklet

01: Növénytermesztés, állattenyésztés, vadgazdálkodás és kapcsolódó szolgáltatások	37-39: Szennyvíz gyűjtése és kezelése; hulladékgazdálkodás; szennyeződésmosás és egyéb hulladékkezelés
02: Erdőgazdálkodás	41-43: Építőipar
03: Halászat és halgazdálkodás	45: Gépjármű- és motorkerékpár kereskedelme és javítása
05-09: Bányászat és kőfejtés	46: Nagykereskedelem (kivéve: gépjármű és motorkerékpár)
10-12: Élelmiszer, ital és dohánytermék gyártása	47: Kiskereskedelem (kivéve: gépjármű és motorkerékpár)
13-15: Textília, ruházati termék és bőrtermék gyártása	49: Szárazföldi és csővezetékes szállítás
16: Fafeldolgozás (kivéve: bútort), fonottáru gyártása	50: Vízi szállítás
17: Papír és papírtermék gyártása	51: Légi szállítás
18: Nyomdai és egyéb sokszorosítási tevékenység	52: Raktározás és szállítást kiegészítő tevékenység
19: Kocsigyártás és kőolaj-feldolgozás	53: Postai és futárpostai tevékenység
20: Vegyi anyag és vegyi termék gyártása	55-56: Szálláshely-szolgáltatás; vendéglátás
21: Gyógyszergyártás	58: Kiadói tevékenység
22: Gumi- és műanyag termék gyártása	59-60: Film, videó, televízióműsor gyártása, hangfelvétel kiadása; műsorösszeállítás és műsorszolgáltatás
23: Némfém ásványi termék gyártása	61: Távközlés
24: Fémalapanyag gyártása	62-63: Információ-technológiai szolgáltatás; információszolgáltatás
25: Fémfeldolgozási termék gyártása	64: Pénzügyi közvetítés, kivéve: biztosítási és nyugdíjpénztári tevékenység
26: Számítógép, elektronikai és optikai termék gyártása	65: Biztosítás, viszontbiztosítás és nyugdíjalapok (kivéve: kötelező társadalombiztosítás)
27: Villamos berendezés gyártása	66: Egyéb pénzügyi tevékenység
28: Máshová nem sorolt gép és gépi berendezés gyártása	68: Ingatlanügyletek és saját lakás szolgáltatás
29: Közúti jármű gyártása	69-70: Jogi, számviteli és adószakértői tevékenység; üzletvezetés; vezetői tanácsadás
30: Egyéb jármű gyártása	71: Építésmérnöki és mérnöki tevékenység; műszaki vizsgálat és elemzés
31-32: Bútorgyártás; egyéb feldolgozóipari tevékenység	72: Tudományos kutatás és fejlesztés
33: Gép, berendezés és eszköz javítása és üzembe helyezése	73: Reklám és piackutatás
35: Villamosenergia-, gáz-, gőzellátás és légkondicionálás	74-75: Egyéb szakmai, tudományos és műszaki tevékenység; állat-egészségügyi ellátás
36: Víztermelés, -kezelés és -ellátás	77: Kölcsönzés és operatív lízing

78: Munkaerő-piaci szolgáltatás	90-92: Alkotó-, művészeti és szórakoztató tevékenység; könyvtári, levéltári, múzeumi és egyéb kulturális tevékenység; szerencsejáték és fogadás
79: Utazásközvetítés, utazásszervezés és egyéb foglalás	93: Sport-, szórakoztató- és szabadidős tevékenység
80-82: Biztonsági és nyomozói tevékenység; építményüzemeltetés és zöldterület-kezelés; adminisztratív, kiegészítő és egyéb üzleti szolgáltatás	94: Érdekképviselet
84: Közigazgatás és védelem; kötelező társadalombiztosítás	95: Számítógép, személyi és háztartási cikk javítása
85: Oktatás	96: Egyéb személyi szolgáltatás
86: Humán-egészségügyi ellátás	97-98: Háztartási alkalmazottat foglalkoztató magánháztartás; háztartás termék-előállítása, szolgáltatása saját fogyasztásra
87-88: Szociális ellátás	99: Területen kívüli szervezetek és testületek

3. táblázat (folyt.). Ágazatok kódja és megnevezése az ÁKM-ben (TEÁOR'08 szerint)

WHAT WOULD HAPPEN TO US WITHOUT AUTOMOTIVE INDUSTRY? ANALYSING THE IMPORTANCE OF HUNGARIAN INDUSTRIES BY INPUT-OUTPUT TABLES AND HYPOTHETICAL EXTRACTIONS

Decisions on industry policy and economic development require discernment of the importance, roles and multiplicative effects of the sectors concerned. In the literature of input-output analysis the method called hypothetical extractions investigates the significance of industries (companies) by a thought experience in which it eliminates them from the economy cancelling all their links to other domestic businesses, primary inputs and final users. The differences between the “with” and “without” cases indicate the macroeconomic effects of the actors under examination. This study analyses Hungary’s upstream and downstream value chains using official and updated input-output tables and multipliers for years 2010-2015. The focus is on the automotive industry which has outstanding shares in production, trade and value added. Comparative analysis to other Hungarian sectors and the auto industry of other regional competitors shows that despite of its more and more dominant macroeconomic role, its measures of embeddedness have not changed significantly in the last half decade.

A KITETTSÉG PROFILOK BECSLÉSE TÖBBSZINTŰ MONTE CARLO MÓDSZERREL¹

BOROS PÉTER

Budapesti Corvinus Egyetem

A partnerkockázati kitettség mérése az OTC piacokon aktív felek kiemelt fontosságú feladatává nőtte ki magát. A kitettség értékének meghatározásához jelentős számítási kapacitásra van szükség. Tanulmányunkban egy új módszert javasolunk a kitettség profilok számítására, amely a többszintű Monte Carlo szimulációt használva a számítási igény jelentős csökkenéséhez vezet. Munkánkban bevezetünk egy algoritmust, amely egzaktan szimulálható sztochasztikus alapfaktortól függő derivatívák kitettségének becsléséhez használható. A módszer teljesítményét és annak a hagyományos Monte Carlo becsléssel történő összehasonlítását egy egyszerű kamatláb csereügyleten keresztül mutatjuk be.

Kulcsszavak: partnerkockázat, kitettség, többszintű Monte Carlo. *JEL kategória:* C15, C53, G12, G13, G32, G33

1 Bevezetés

Az OTC piacokon aktív szereplők egymás felé fennálló kitettségük megfelelő mérése és monitorozása jelentős munkát jelent a felek partnerkockázattal foglalkozó osztályainak. A partnerkockázat az OTC piacokon megkötött derivatív szerződések élettartama során, a partnerek lehetséges csődjéből eredő veszteség kockázata. A kockázat ugyan hasonló a klasszikus hitelkockázathoz, jellemzően két ok miatt mégis különbözik attól. Míg egy hitelszerződés során a felek egyértelműen hitelező és adós kategóriákba oszthatóak, és a hitelező kitettsége egy jól meghatározott mennyiséggel leírható, addig a partnerkockázat esetén ezek nem teljesülnek. Mivel egy OTC derivatív szerződés értéke, minden esetben az aktuális piaci faktoroktól függ, így a fennálló kitettség is folyamatosan változik. Ebből adódóan a kitettség értéke akár egyik napról a másikra előjelet is válthat, így felcserélve az adós és a hitelező szerepét. Éppen ezen okok miatt a kitettség meghatározása egy bonyolult, számításigényes feladat.

Egy derivatív szerződés adott pillanatban vett értéke meghatározza az azonnali kitettség értékét, azonban felek jellemzően hosszabb távon is szeretnék tudni (várható) kitettségüket. Így például a bankok óriási számítási kapacitást használnak a kitettség profilok becslésére. A profilok a jövőbeli kitettség valamilyen statisztikai mértékének időbeli függvényeik. Ilyen például

¹Boros Péter PhD hallgató, Budapesti Corvinus Egyetem, Befektetések és Vállalati Pénzügy Tanszék. A tanulmányban kifejtett nézetek kizárólag a Szerző személyes véleményét tükrözik. E-mail: borospeter90@gmail.com. Beérkezett: 2017. október 27.

a gyakran előtérbe kerülő várható pozitív kitettség profil, amely maga is számos további fontos mennyiség inputja. A bázeli nemteljesítéskori kitettség a nemcsökkenő, várható pozitív kitettség profil első évig tartó integrálja. Ezen túl az így kapott mennyiség a szabályozói partnerkockázati tőke egyik bemeneti paramétere. De hasonlóan fontos szerepet kap a kitettség profil a hitelértékelési kiigazítás számításakor is.²

A bankok a kitettség méréséhez klasszikusan Monte Carlo szimuláción alapuló árazási módszert használnak. A pontos becslés jellemzően magas számú szimulált alapfaktort kíván meg, ami a számítási igény nagyon gyors megugrását eredményezi egy több ezer partnerrel, több millió ügyletet megköltő nagy, piaci szereplőnél. Ezért a számítási kapacitás szükséglet csökkentése nem csupán egy elméleti szempontból kívánatos feladat, hiszen az komoly költségcsökkenéshez vezethet.

Jelen munkában egy alternatív módszert, a többszintű Monte Carlo becslést alkalmazzuk a kitettség profilok becslésére. A módszert eredetileg Heinrich (2001) vezette be parametrikus integrálási feladatokra, majd Giles (2008) ültette át pénzügyi problémákra. A módszert azóta számos esetben felhasználták derivatív árazási feladatokhoz, valamint sztochasztikus alapfaktorok szimulálására, azonban tudomásunk szerint Hofer és Karlsson (2017) az első munka, ami partnerkockázati keretek közé illeszti azt. Ők a hitelértékelési kiigazítás értékének különböző paraméterek melletti számolásához vezetnek be egy többszintű Monte Carlo alapú technikát.

A tanulmányunkban, a korábbi eredmények által motiválva, a kitettség profilok többszintű Monte Carlo módszer melletti becslését vizsgáljuk. Bemutatunk egy profilbecslési algoritmust, amit egzaktan szimulálható sztochasztikus alapfaktorok melletti modellekben használhatunk. Szemben a korábbi horizontális jellegű becslésekkel, mi vertikálisan az idő paramétert használjuk a többszintű Monte Carlo módszer szintjeinek szétválasztására. Az új módszer szignifikáns számítási teljesítmény növekedést eredményez, így mind a futási időt és a futáshoz szükséges számítási kapacitást csökkenthetjük adott pontosságú becslés eléréséhez.

A következő fejezetben egy formalizált bevezetést adunk a partnerkockázat által használt kitettség fogalmához. Ezután bemutatjuk a többszintű Monte Carlo módszertanát és annak alkalmazását a kitettség profilok becslésére. Ezt a részt egy algoritmussal zárjuk, ami lépésről lépésre mutatja be az általunk javasolt profil becslési technikát. A harmadik fejezetben egy egyszerű numerikus példában mutatjuk be módszerünk teljesítményét, és összevetjük a hagyományos Monte Carlo becsléssel. Végül az utolsó fejezetben összefoglaljuk a tapasztalatainkat.

²Részletes leírásért magát a bázeli szabályozást (BIS, 2010) vagy Gregory (2015) könyvét ajánljuk.

2 Alapfogalmak

Legyen $(\Omega, \mathcal{F}, \mathcal{F}_t, \mathbf{Q})$ egy valószínűségi mező, ahol Ω az összes lehetséges kimenet halmaza, \mathcal{F} az összes eseményt lefedő σ -algebra. A piacon t időpontig elérhető információt az \mathcal{F}_t tartalmazza. Végül \mathbf{Q} legyen a kockázatsemleges mérték.

Először a partnerkockázat kezelés során használt kitettség fogalmát vezetjük be.³ Tegyük fel, hogy B és C megköt egy T időpontban lejáráó derivatív szerződést. Ha egy rövid időre feltételezzük, hogy B és C partnerkockázat mentesek, azaz soha sem csődölhetnek, akkor jelölje $\Pi(t, T)$ az általuk kötött derivatív ügylet t és T közötti diszkontált pénzáramainak az összegét, B szemszögéből. Nevezzük ezt kockázatmentes diszkontált nettó pénzáramnak. A kockázatmentes diszkontált nettó pénzáram alapján a következőképpen definiálhatjuk a derivatív t -ben vett árát:

$$V(t) = \mathbf{E}_t[\Pi(t, T)], \quad (1)$$

ahol $\mathbf{E}_t[\cdot] = \mathbf{E}[\cdot | \mathcal{F}_t]$ azaz az \mathcal{F}_t filtrációra vett \mathbf{Q} szerinti feltételes várható érték.

Most vezessük be a partnerkockázatot a modellbe azzal a feltételezéssel, hogy mindkét fél a derivatív élettartama során fizetéseképtelenné válhat. Csőd esetén a derivatív szerződést azonnal zárják, amely esetén a túlélő fél köteles minden tartozását megfizetni a fizetéseképtelen partnernek, míg követelésein veszteséget fog elszenvedni. A veszteség a fizetéseképtelen partnertől visszaszerezhető értéken múlik, amely arányát rendszerint REC_i -vel jelölik, ahol $i \in \{B, C\}$ és $0 \leq REC_i \leq 1$. A lehetséges eseteket B szemszögéből az 1. táblázatban foglaljuk össze.

		Követelés $V_\tau > 0$	Kötelezettség $V_\tau < 0$
Pénzáram ideje (τ)	B csődje	V_τ	$V_\tau REC_B$
	C csődje	$V_\tau REC_C$	V_τ

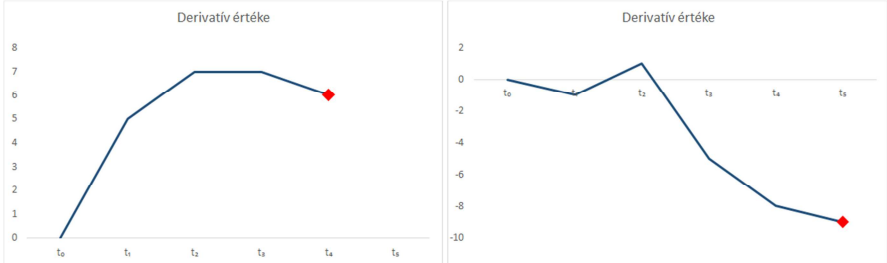
1. táblázat. Pénzáramok B szemszögéből a derivatív csőd miatti zárásakor

Az alábbi ábrákon egy két lehetséges kimenetet felölelő példát mutatunk be. Mindkét esetben egy derivatív megállapodás B szemszögéből vett értékének alakulását vizsgáljuk egy $[t_0, t_5]$ intervallumon. A bal oldali ábrán a derivatív végig pozitív értéket vesz fel, így a partner lehetséges csődje mindvégig kockázatot jelent B -nek. A példában C hipotetikus csődje t_4 időpontban következik be. Így B veszteséget fog elszenvedni, hiszen C nem képes az akkor éppen fennálló 6 egységnyi tartozását megfizetni.

A jobb oldali ábrán egy alternatív scenáriót mutatunk be. Itt a derivatív értéke az idő első részében nulla körül ingadozik. Így t_1 -ben még B tartozik, majd t_2 -ben C a tartozó fél. Végül az érték negatív tartományba tolódik, így

³Brigo et al. (2013) munkája egyszerű összefoglalást ad a partnerkockázat alapfogalmairól.

a példában t_5 időpontban bekövetkező C csődjekor ismét neki van követelése B -vel szemben. Ebben az esetben B köteles és képes megfizetni a teljes 9 egységnyi tartozását a csődbejutott félnek. Tehát C fizetési képtelensége ilyenkor nem jelent további veszteséget B -nek.



1. ábra. Két példa – a derivatív értéke B szemszögéből

Így amikor partnerkockázatról beszélünk, leggyakrabban csak a partnerünk által fennálló tartozás mértékére vagyunk kíváncsiak, hiszen alternatív esetben nem veszítünk az ügylet értékén. Ez a kitétséggel fogalmának az alapja:

$$E(t) = \max\{0, V(t)\} . \quad (2)$$

Tehát a t időpontban fennálló kitétség a derivatív piaci értékének pozitív része. Ezt felhasználva definiálhatjuk a várható pozitív kitétség profilt, amely dolgozatunk alapja lesz:

$$EE(t) = \mathbf{E}_0[E(t)] = \mathbf{E}_0 \left[(\mathbf{E}_t[\Pi(t, T)])^+ \right] , \quad (3)$$

ahol $(x)^+ = \max\{0, x\}$.⁴ Következő lépésként megadhatjuk az így kapott profil lejáratig vett integráljának az átlagát, amit hitel-egyenértékesnek is neveznek

$$EPE = \frac{1}{T} \int_0^T EE(t) dt . \quad (4)$$

A gyakorlatban szokás egy $0 = T_0 < T_1 < T_2 < \dots < T_{m-1} < T_m = T$ felosztást használni és az EPE-t a következőképpen közelíteni:

$$EPE = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^m EE(T_i)(T_i - T_{i-1}) . \quad (5)$$

A szabályozói tőketartalékolásban felhasznált nemteljesítéskori kitétséghez például az első évhez tartozó, nemcsökkenő $EE(t)$ profil kell használni, így:

$$EEPE = \sum_{i=1}^{m'} \max_{j \leq i} \{EE(T_j)\} (T_i - T_{i-1}) , \quad (6)$$

⁴A számítás céljától függően a külső $\mathbf{E}_0(\cdot)$ várható érték ebben az esetben jelentheti a kockázatmentes és a valós mérték alatt vett várható értéket is. Így például partner limitek meghatározásához a valós mérték alatt, míg a hitelértékelési kiigazítás számításakor a kockázatmentes mérték alatt kell számolni.

ahol $T_{m'} = 1$.

Láthatjuk tehát, hogy a várható pozitív kitettség profil számítása különösen fontos. A bankok partnerkockázat kezelési részlegei Monte Carlo módszert használnak a profil becslésére. Első lépésként több ezer szimulált utat generálnak az alap piaci faktorokból. Majd a generált faktorok alapján minden szimulációs időpontban beárazzák az összes partnerrel kötött ügyleteket. Ezután az ügyletek mentén aggregálnak és nettósítanak, ahol az engedélyezett. Végül a több ezer út alapján számolják az átlagos kitettséget minden időpontban, minden partnerre. Ez a művelet óriási számítási kapacitásokat igényel.

Hagyományos Monte Carlo módszer esetén, N szimulált utat feltételezve a következőképpen adhatunk torzítatlan becslést az $EE(T_i)$ értékére:

$$\widehat{EE}^{MC}(T_i) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N E^{(j)}(T_i), \quad (7)$$

ahol $E^{(j)}(T_i)$ a j -edik úton T_i időpontban fennálló kitettség.

Jelen munkában egy alternatív Monte Carlo alapú technikát javasolunk a kitettség profilok meghatározására, amely szignifikánsan alacsonyabb számítási kapacitás mellett jó becslést biztosít. A többszintű Monte Carlo módszer egy, már régóta ismert megközelítés, amely csak nemrégiben került partnerkockázat kezelési felhasználásra. Hofer és Karlsson (2017) a hitelértékelési kiigazítás különböző paraméterek melletti számítására használja módszert. Így például munkájukban foglalkoznak kockázatos kamatláb csereügylet portfólió fix kamatának meghatározásával, vagy éppen a rossz irányú kockázat mérésével. A következő részben ismertetjük a módszert.

3 Többszintű Monte Carlo a várható pozitív kitettség profil becslésére

A többszintű Monte Carlo módszerről Heinrich (2001), Giles (2008) és Giles (2015) munkái adnak részletes leírást. Az alapprobléma, hogy egy bizonyos intervallumban mozgó paramétertől függő mennyiséget, az intervallum összes lehetséges pontjára szeretnénk becsülni. Így például Heinrich (2001) egy $u(\lambda)$ függvényt használ illusztrációnak, ahol

$$u(\lambda) = \int_0^1 f(\lambda, t) dt, \quad (8)$$

és $\lambda \in [0, 1]$. Követve Heinrich (2001) leírását és jelölését, standard Monte Carlo módszer esetén az alábbi becslést alkalmazhatjuk:

$$\widehat{u}(\lambda_i) = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N f(\lambda_i, \xi_j), \quad (9)$$

ahol $\lambda_i = \{\frac{i}{n}, i = 1, 2, \dots, n\}$ és ξ_j független, egyenletes eloszlású véletlen változók a $[0, 1]$ intervallumon, amelyeket minden i mellett újrafelhasználunk.

Tetszőleges λ esetén $u(\lambda)$ a (9) egyenlet alapján interpolálással számítható.

$$\begin{aligned} u(\lambda) &\approx (Pu)(\lambda) = \sum_{i=0}^n u(\lambda_i)\phi_i(\lambda) \approx \sum_{i=0}^n \left(\frac{1}{N} \sum_{j=1}^N f(\lambda_i, \xi_j) \right) \phi_i(\lambda) = \\ &= \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (Pf(\cdot, \xi_j))(\lambda) = \eta(\lambda), \end{aligned} \quad (10)$$

ahol P az interpolálás operátor és $\phi_i(\lambda)$ a hozzátartozó súlyfüggvény. Ugyan Heinrich (2001) formalizálása absztraktnak tűnhet, mégis a súlyfüggvényen keresztül könnyen specifikálhatjuk a P operátort. Így például lineáris interpolációt használva $i = 0, 1, \dots, n$ esetén az alábbi választással élhetünk:

$$\phi_i(\lambda) = \begin{cases} \frac{\lambda_{i+1}-\lambda}{\lambda_{i+1}-\lambda_i}, & \text{ha } \lambda \in [\lambda_i, \lambda_{i+1}] \\ \frac{\lambda-\lambda_{i-1}}{\lambda_i-\lambda_{i-1}}, & \text{ha } \lambda \in [\lambda_{i-1}, \lambda_i] \\ 0, & \text{egyébként.} \end{cases} \quad (11)$$

Finomítva a felosztást, bevezethetünk különböző szinteket a becslésbe. Legyen $\lambda_{2^l} = \{\frac{i}{2^l}, i = 0, 1, 2, \dots, 2^l\}$ és $l = 0, 1, 2, \dots, L$ valamint P_l az l szinthez rendelt interpolálás operátor.⁵ Ha $P = P_L$ és $P_{-1} = 0$, akkor $P = \sum_{l=0}^L (P_l - P_{l-1})$. Ezt a teleszkopikus összeget a (10) egyenletbe behelyettesítve az ott bevezetett becslés a következő formára módosul:

$$\eta = \sum_{l=0}^L \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N (P_l - P_{l-1})f(\cdot, \xi_j) = \sum_{l=0}^L \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N P_l f(\cdot, \xi_j) - P_{l-1} f(\cdot, \xi_j). \quad (12)$$

Végül szintenként vezessünk be eltérő N_l szimulációs számot, amivel a (12) egyenlet az alábbi végső alakot veszi fel:

$$\eta = \sum_{l=0}^L \frac{1}{N_l} \sum_{j=1}^{N_l} (P_l - P_{l-1})f(\cdot, \xi_j) = \sum_{l=0}^L \frac{1}{N_l} \sum_{j=1}^{N_l} P_l f(\cdot, \xi_j) - P_{l-1} f(\cdot, \xi_j). \quad (13)$$

A fenti egyenlet tehát azt mutatja, hogy kevésbé finom intervallumon számolt λ_i értékeket újrafelhasználva javíthatjuk a becslést tetszőleges λ esetén. A javítás mértékét Heinrich (2001) számszerűsítette, amely szerint $\mathcal{O}(N^{-\frac{1}{2}})$ hibát $\mathcal{O}(N)$ nagyságú számítási igénnyel értünk el, az egyszerű módszer $\mathcal{O}(N^{\frac{3}{2}})$ nagyságával szemben. A módszer széles körben használható, de talán ennek egyik velejáró hátránya, hogy nem mindig világos, hogy a $(P_l - P_{l-1})$ tag pontosan mit is jelent. Ezért egy, a dolgozat témájához közelebb álló szemléletmódot is bemutatunk.⁶

⁵Az intervallum megválasztása számos tényezőn múlhat, amelyeket hamarosan illusztrálunk. Az intervallum felezésen alapuló eljárást Heinrich (2001) munkája alapján választottuk. Ebben az esetben ugyanis lineáris interpolációt alkalmazva a korábban becsült pontok ugyanakkorra mértékben járulnak hozzá a következő pont becsléséhez.

⁶A probléma egy alternatív megfogalmazásában $\mathbf{E}[f(x, \lambda)]$ értékét szeretnénk becsülni, ahol x egy véletlen változó és $\lambda \in [0, 1]$. Érdekes felírni a (13) egyenletet $L = 1$ esetén,

Giles (2008) már pénzügyi problémákra vezeti be a módszer egy változatát. Munkájában sztochasztikus differenciál egyenletek által generált alapfaktortól függő származtatott termékek árazásával foglalkozik. Legyen $S(t)$ egy sztochasztikus differenciálegyenlet szerint fejlődő alapfaktor értéke t -ben, és legyen $G_l, l = 0, 1, \dots, L$ egy $h_l = 2^{-l}T$ lépésköz által meghatározott, a $[0, T]$ intervallumot lefedő, egyre részletesebb felosztásrendszer. Giles (2008) fő kérdése, hogy hogyan becsülhetjük egy derivatív értékét. Ha $f(S(T))$ jelöli egy derivatív kifizetésfüggvényének értékét T -ben, és $P = P_L$ annak egy közelítése a legrészletesebb G_L felosztás mellett, akkor a derivatív értékéhez az $\mathbf{E}[P]$ mennyiséget kell megbecsülnünk⁷. Kihaszználva az

$$\mathbf{E}[P] = \mathbf{E}[P_0] + \sum_{l=1}^L \mathbf{E}[P_l - P_{l-1}] \quad (15)$$

egyenlőséget, és hogy

$$\mathbf{E}[P_l - P_{l-1}] \approx \frac{1}{N_l} \sum_{i=1}^{N_l} (\hat{P}_l^i - \hat{P}_{l-1}^i), \quad (16)$$

csökkenthetjük a szükséges számítási kapacitást. A módszer szerint az adott szinten használt minta elemszámot (N_l) folyamatosan növeljük, miközben $(\hat{P}_l^i - \hat{P}_{l-1}^i)$ értékét viszont ugyanazon Wiener növekményekkel számolhatjuk, kiindulva a legrészletesebből, majd azokat megfelelően csoportosítva. Így egy apróbb lépésközzel meghatározott időfelosztáson kevesebb mintát használunk fel, mint egy kevésbé részletes felosztásrendszeren. Giles (2008) belátja, hogy ez a becslési technika csökkenti a számítási igényt, hiszen $\mathcal{O}(\epsilon^2)$ négyzetes hiba eléréséhez $\mathcal{O}(\epsilon^{-2}(\log \epsilon)^2)$ számítási igényre van szükség, szemben az egyszerű becslés $\mathcal{O}(\epsilon^{-3})$ igényével.

A módszer intuitív megértéséhez vegyük az $L = 1$ esetet, ahol is

$$\mathbf{E}[P_1] = \mathbf{E}[P_0] + \mathbf{E}[P_1 - P_0] \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{P}_0^{(i)} + \frac{1}{N_1} \sum_{j=1}^{N_1} [\hat{P}_1^{(j)} - \hat{P}_0^{(j)}]. \quad (17)$$

A (17) egyenlet azt mutatja, hogy egy részletesebb felosztás melletti ár becsléséhez egy kevésbé részletes felosztással becsült árat kontroll változóként használunk fel. Az így kapott megközelítés abban különbözik hagyományos kontroll változón alapuló becsléstől, hogy a kontrollként használt változó tényleges értéke nem ismert, hanem azt egy előző szinten becsültük meg.⁸

mert abból egyszerű lineáris interpolációt feltételezve az alábbi kell látnunk:

$$\mathbf{E}[f(x, 0.5)] = \frac{1}{2}(\mathbf{E}[f(x, 0)] + \mathbf{E}[f(x, 1)]) + \mathbf{E}[f(x, 0.5) - \frac{1}{2}(f(x, 0) + f(x, 1))] \quad (14)$$

⁷Ha konstans nulla kamatlábat feltételezünk, akkor éppen $\mathbf{E}[P]$ a derivatív értéke.

⁸Hagyományos kontroll változó melletti becslésnél a kontrollként használt változónak egy konstansszorosát használjuk, amely konstans függ a becsülni kívánt és a kontroll változó kovarianciájától. A többszintű Monte Carlo becslés ebben is eltér a kontroll változók módszerétől, hiszen itt a konstans értéke minden esetben egy. Mindkét észrevétel Giles (2015) munkájához köthető.

Ennek a különbségnek azonban lényeges implikációi lesznek, ahogy arra még visszatérünk.

A jelen munkában felhasználjuk Heinrich (2001), Giles (2008) és Hofer és Karlsson (2017) eredményeit és a többszintű Monte Carlo módszert a várható pozitív kitettség profil becslésére alkalmazzuk. Eredményünk két ponton járul hozzá a szakirodalomhoz. Elsőként, tudomásunk szerint ez az első munka, ahol a várható pozitív kitettség profil becslésére használják a többszintű Monte Carlo módszert. Másodsorban, szemben a korábbi munkákkal, mi nem egy modell paraméter mentén alkalmazzuk a többszintű Monte Carlo módszert, hanem magán az idő paraméteren keresztül. Ugyan Giles (2008) munkája az idő felosztást finomította a Monte Carlo becslés különböző szintjein, mégis mindig ugyanarra az időpontra, a lejáratra becsülte a számolni kívánt mennyiséget. Mi magát a profilt fogjuk becsülni, azaz úgy tekintünk a profilra, mint egy idő paramétertől függő mennyiségre, és a célunk, hogy a felosztáson szereplő minden időpontra adjuk meg a várható pozitív kitettség értékét. A becslés során a profil egyes pontjait különböző szintekhez rendeljük és az adott szinten csak azokat a profil pontokat becsüljük, kihasználva hogy az előző szinten már vannak becsült pontjaink. Azaz, mi az idő paramétert használjuk változóként, és a felosztás finomságát nem változtatjuk. Ehhez a módszerhez azonban, szemben Giles (2008) technikájával, nem szimuláljuk a sztochasztikus alapfaktorok teljes útját, hanem azokat egzakt módon generáljuk. Így módszerünk csak korlátozott esetben alkalmazható, de rámutatunk, hogy ilyenkor az új megközelítéssel jelentősen csökkenthetjük a számítási igényt.

Kiindulásul válasszunk egy $[a, b]$ intervallumot, ahol $[a, b] \subset [0, T]$. A profilt ezen az intervallumon fogjuk becsülni. Ez lehetőséget ad tetszőleges időhorizont lefedésére, amely az alkalmazástól függ. Így például a bázeli nemteljesítéskori kitettség (EAD) számolásához csupán egy évnyi értékre van szükségünk. Az intervallum megválasztásához más szempontot is figyelembe vehetünk, amit a következő fejezetben részletezünk. Jelölje $k = 0, 1, \dots, L$ a többszintű Monte Carlo egyes szintjeit és használjuk a Heinrich (2001) által javasolt felosztást. Eszerint a profilt az alábbi értékekkel becsüljük:

$$\left\{ EE(t_j) \mid t_j = a + \frac{j(b-a)}{2^L}, j = 0, 1, \dots, 2^L \right\}. \quad (18)$$

Láthatjuk, hogy Heinrich (2001) felosztását követve minden lépéskor az előző szinten szereplő pontok közé, félúton egy újabb megfigyelési pontot adunk. Így azonban kihasználhatjuk, hogy a becsülni kívánt mennyiség az adott pontot körülvevő értékekben már ismert. Ahogy arra Hofer és Karlsson (2017) is rámutatott, ha ezek között magas korrelációt tudunk elérni, akkor az egyfajta kontroll változón alapuló becslésünk jelentősen javulhat.

Legyen t_{j+} és t_{j-} az adott k szinten lévő t_j időpontot megelőző és az azt követő időpontok. Ha feltételezzük, hogy $\widehat{EE}(t_{j+})$ és $\widehat{EE}(t_{j-})$ már ismert,

akkor a köztes pontra a következő becslést alkalmazhatjuk:

$$\widehat{EE}(t_j, t_{j-}, t_{j+}) = \frac{1}{N_{\text{MLMC}}} \sum_{n=1}^{N_{\text{MLMC}}} \left(E^{(n)}(t_j) - \frac{E^{(n)}(t_{j-}) + E^{(n)}(t_{j+})}{2} \right) + \frac{\widehat{EE}(t_{j-}) + \widehat{EE}(t_{j+})}{2}, \quad (19)$$

azaz a t_j időpontra vonatkozó becslés során kontroll változóként használjuk az előző szinten, a két szomszédos pontra megbecsült profil értéket. Erre a (3) egyenlet kínál lehetőséget, hiszen:

$$EE(t_j) = \mathbf{E} \left[\widehat{EE}(t_j, t_{j-}, t_{j+}) \right]. \quad (20)$$

Hofer és Karlsson (2017) és Giles (2008) minden egyes szinten az alapfaktorok teljes útját szimulálták és kontroll változókkal való magas korrelációt az utak újrafelhasználásával érték el. Mivel minden becslési pontban csak ugyanarra az időpontra vonatkozó faktorok értékére van szükségünk, ezért a teljes út szimulálása elkerülhető. Így azonban a korrelációt is máshogy kell elérnünk. Mi ugyanazokat a véletlen számokat fogjuk újra és újra felhasználni a becslés különböző szintjein.

Ezek alapján Hofer és Karlsson (2017) munkájához hasonlóan, megfogalmazhatjuk a többszintű Monte Carlo algoritmust, ami jelen esetben a várható pozitív kitettséget fogja generálni:

1. Válaszuk meg az $[a, b] \subset [0, T]$ intervallumot, a végső Monte Carlo szintjének L paraméterét, az első szinten használt szimuláció számát (N), és legyen $k = 0$.
2. Generáljunk $N_0 = N$ független, standard normális véletlen számot és számoljuk ki a piaci faktorok értékét a $t_j \in G_0 = \{a, b\}$ pontokban. Becsüljük meg $EE(t_j)$ -t a (7) egyenlet alapján.
3. Növeljük k értékét eggyel: $k = k + 1$.
4. Adjuk meg az új szint pontjait a következőképpen:

$$G_k = \left\{ t_j \mid t_j = a + \frac{j(b-a)}{2^k}, j = 0, 1, \dots, 2^k \right\}. \quad (21)$$

5. Válasszuk meg az adott szinten szereplő szimulációk számát az alábbi módon:

$$N_k = 2^{-\frac{3k}{2}} N. \quad (22)$$

6. Minden $t_j \in G_k$ és $t_j \notin G_{k-1}$ esetén számoljuk ki N_k piaci faktort az első N_k véletlen normális változót felhasználva, és legyen $\widehat{EE}(t_j) = \widehat{EE}(t_j, t_{j-}, t_{j+})$ a (19) egyenlet alapján, feltételezve, hogy $N_{\text{MLMC}} = N_k$.

7. Ha $k = L$, akkor megállunk, egyébként visszalépünk a 3. ponthoz és onnan ismételjük az algoritmust.

Az 5. pontban történő N_k meghatározást Heinrich (2001) javaslata alapján választottuk. Az algoritmus tehát az intervallumon szereplő pontok távolságát felezve folyamatosan újabb időpontra becsüli a profil értékét. A következő fejezetben egy numerikus példán keresztül szemléltetjük a módszer működését és előnyeit.

4 Numerikus eredmények

A módszer erejének érzékeltetéséhez egy egyszerű kamatláb csereügyletet fogunk felhasználni. Példánkban B kap fix kamatot és fizeti az éppen aktuális féléves változó kamatot. Az olvasó kamatláb derivatívák árazásához, és általánosan a kamatláb modellekhez részletes útmutatást kaphat Brigo és Mercurio (2007) könyvében. Ezt a munkát követve felírhatjuk a kockázatmentes diszkontált nettó pénzáram értékét:

$$\Pi(0, T) = \sum_{i=\alpha+1}^{\beta} D(0, T_i) N \tau \left(K - L(T_{i-1}, T_i) \right), \quad (23)$$

ahol $0 = T_\alpha < T_{\alpha+1} < \dots < T_{\beta-1} < T_\beta = T$, N a névérték és τ az időarányosító faktor, jelen példában fél év. A diszkontfaktort $D(0, T_i)$ jelöli, azaz

$$D(0, T_i) = e^{-\int_0^{T_i} r_t dt}, \quad (24)$$

ahol r_t az azonnali kamatláb folyamat, amit később specifikálunk. A fix kamatot K jelenti és a $[T_{i-1}, T_i]$ időszakra vonatkozó változó kamatot pedig $L(T_{i-1}, T_i)$, azaz ha $P(T_{i-1}, T_i)$ a T_i -ben egy egységet fizető kötvény ára T_{i-1} -ben, akkor

$$P(T_{i-1}, T_i) \left(1 + \tau L(T_{i-1}, T_i) \right) = 1 \quad (25)$$

összefüggés szerint

$$L(T_{i-1}, T_i) = \frac{1 - P(T_{i-1}, T_i)}{\tau P(T_{i-1}, T_i)}. \quad (26)$$

Felhasználva az (1) és (24) egyenleteket, a kötvény árát az alábbi formában adhatjuk meg:

$$P(T_{i-1}, T_i) = \mathbf{E}_{T_{i-1}} \left[e^{-\int_{T_{i-1}}^{T_i} r_t dt} \right]. \quad (27)$$

Az (1) egyenletbe behelyettesítve a (23) egyenletben adott pénzáramokat és felhasználva a fentebb levezetett összefüggéseket, adódik a csereügylet mai

értéke:

$$\begin{aligned}
 V(0, K, N, \tau) &= \sum_{i=\alpha+1}^{\beta} N \left(P(0, T_i) - P(0, T_{i-1}) + \tau P(0, T_i) K \right) = \\
 &= -NP(0, T_{\alpha}) + NP(0, T_{\beta}) + N \sum_{i=\alpha+1}^{\beta} \tau P(0, T_i) K .
 \end{aligned} \tag{28}$$

A várható kitettségek profil számolásához szükség lesz a csereügylet egy tetszőleges t pontban vett értékére is. Tehát ha $T_{\alpha+j} < t < T_{\alpha+(j+1)}$, akkor fenti egyenletből apróbb levezetéssel láthatjuk, hogy

$$V(t, K, N, \tau) = -N \frac{P(t, T_{\alpha+(j+1)})}{P(T_{\alpha+j}, T_{\alpha+(j+1)})} + NP(t, T_{\beta}) + N \sum_{i=\alpha+j}^{\beta} \tau P(t, T_i) K . \tag{29}$$

Mivel az előző részben ismertetett módszer egzakt szimulációt használ, ezért ennek megfelelően kell kamatláb modellt választanunk. Ez alapján jelen példában az azonnali kamatláb dinamikáját a Vasicek modell (Vasicek, 1977) szerint választjuk meg. Így legyen $r(t)$ az azonnali kamatláb folyamat, és tegyük fel, hogy

$$dr(t) = k[\theta - r(t)]dt + \sigma dW(t), r(0) = r_0 , \tag{30}$$

ahol k, θ, σ és r_0 pozitív paraméterek. Brigo és Mercurio (2007) rámutat, hogy ebben a modellkeretben a kötvény ára az alábbi affin szerkezetben adható meg:

$$P(t, T) = A(t, T)e^{-B(t, T)r(t)} , \tag{31}$$

ahol

$$A(t, T) = e^{[(\theta - \frac{\sigma^2}{2k^2})(B(t, T) - (T-t)) - \frac{\sigma^2}{4k} B(t, T)^2]} , \tag{32}$$

és

$$B(t, T) = \frac{1}{k} [1 - e^{-k(T-t)}] . \tag{33}$$

A kamatláb folyamatot Euler-diszkrétizálás helyett az alábbi formában szimulálhatjuk egzaktan:⁹

$$r(t) = r(0)e^{-kt} + \theta(1 - e^{-kt}) + \sqrt{\frac{\sigma^2(1 - e^{-2kt})}{2k}} X , \tag{34}$$

ahol X egy standard normális valószínűségi változó.

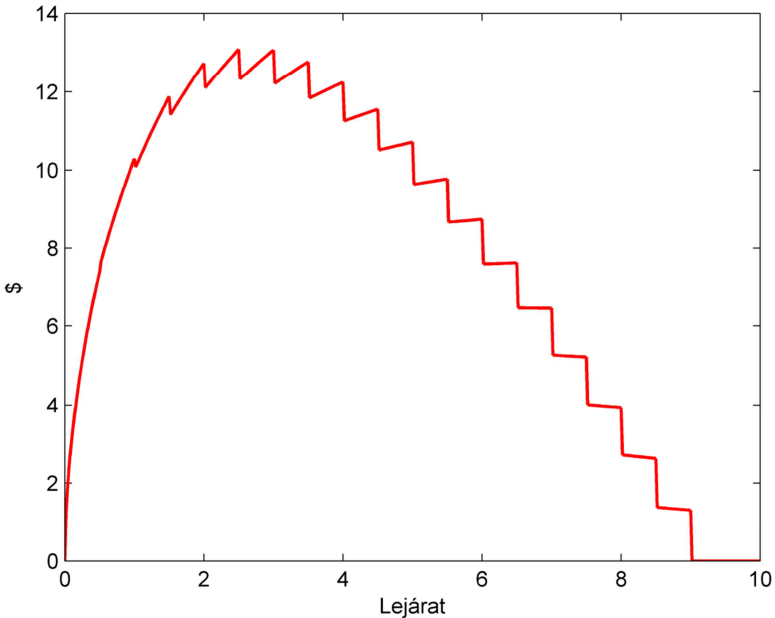
Most megvizsgálhatjuk a többszintű Monte Carlo módszer eredményeit. Példánkban az ügylet lejáratát 9 év és a névérték 100\$. A Vasicek modell paramétereit és a fair fix kamatot a 2. táblázatban közöljük.

k	θ	σ	r_0	K
0.01	0.05	0.05	0.01	0.005

2. táblázat. A numerikus példában használt paraméterek és a fair csereügylet kamata

⁹Glasserman (2013)

Első lépésként bemutatjuk az elméleti profilt. Ehhez a klasszikus Monte Carlo módszerrel alapuló becslést alkalmazzuk $N = 100\,000$ szimulált úttal és heti lépésközökkel. A becslést 100 alkalommal végezzük el, és az így kapott értékek átlagát tekintjük az elméleti értéknek, amit a lenti ábrán szemléltetünk. Egyszerű kamatláb csereügyletek esetében a profilt két hatás befolyásolja. A diffúziós hatás alapján az idő előrehaladtával a szimulált piaci alapfaktor eltávolodhat a kiinduló helyzetétől, amellyel párhuzamosan a csereügylet ára is elmozdul a kezdeti nulla értéktől, és a pozíció tulajdonosa inkább OTM vagy ITM helyzetbe kerül.¹⁰ Az amortizációs hatás miatt azonban az idő múlásával csökken a még hátralévő fizetések száma, így a partner csődje esetén veszélybe kerülő pénzáram is. Jellemzően a lefedett időhorizont első részében a diffúziós hatás dominál, majd az amortizációs hatás lesz az erősebb. A kettő együttese tehát kezdetben növekvő profilt, majd általában az idő egyharmada után csökkenő görbét eredményez.¹¹



2. ábra. Elméleti profil

A következő lépés, hogy különböző feltételek mellett megvizsgáljuk a többszintű Monte Carlo módszer teljesítményét. Összehasonlításként minden esetben a hagyományos Monte Carlo becslést is elvégezzük, és azt is hasonlítjuk az elméleti profilhoz. Ahogy arra korábban felhívtuk a figyelmet, a becslési intervallum megválasztása mindig a helyzettől függ. Mivel mi az alapfaktort egzakt technikával szimuláljuk, ezért nem rendelkezünk a folyamat teljes útjával és az abból származtatott mennyiségekkel. A (29) egyenletben azonban megjelenik az előző fizetési időpontban fennálló, a következő

¹⁰Az OTM és ITM az angol "Out of the Money" és "In the Money" rövidítése.

¹¹Cesari (2009)

időpontban egységnyit fizető kötvény ára $[P(T_{\alpha+j}, T_{\alpha+(j+1)})]$ is. Az egzakt technika miatt ez a mennyiség nem áll rendelkezésre, ezért egy egyszerűsítő feltételre van szükségünk. Válasszuk meg a becslési intervallumot úgy, hogy a legalsó szinten, a G_L halmazban található pontok közel essenek a fizetési időpontokhoz. Ha ugyanis $t_j \approx T_\alpha$ akkor

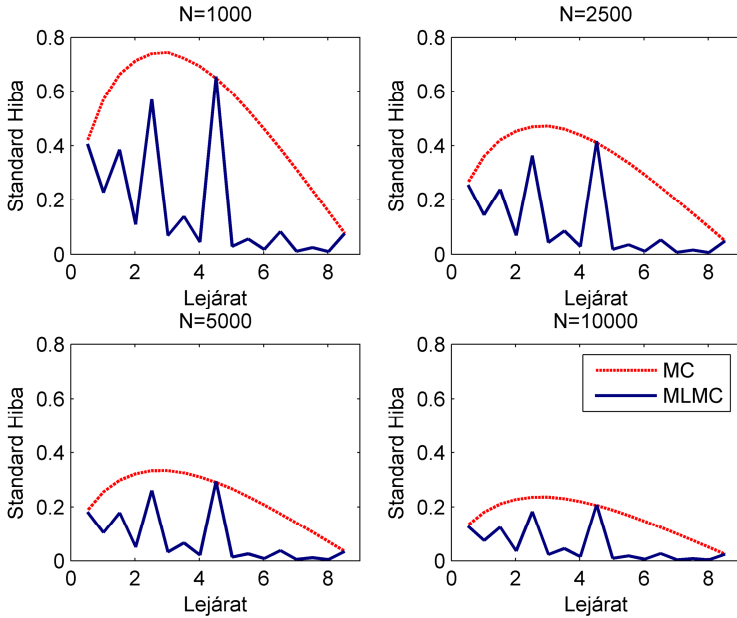
$$\frac{P(t_j, T_{\alpha+1})}{P(T_\alpha, T_{\alpha+1})} \approx 1. \quad (35)$$

Így például a 9 éves lejátú ügylet esetében $L = 4$ választása esetén 6 hónapos időfelosztást érhetünk el, ha egy 8 éves periódusra szimulálunk.

A 3. ábrán a becült profil egyes pontjaihoz tartozó átlagos standard hibát ábrázoljuk különböző számú szimulált utat feltételezve. Minden esetben 100-szor ismételtük a becslést a megfelelő számú szimulált alapfaktorral, és az így kapott hibákat átlagoltuk, hogy kiküszöböljük a véletlenszám generátor torzítását. A grafikonok felett látható utak száma a többszintű becslésnél a kiindulási utak számát jelenti, azaz $N = N_0$. Az MC rövidítés a hagyományos Monte Carlo módszerre, míg az MLMC a többszintű Monte Carlo módszerre utal.

A hagyományos MC módszer standard hibája követi a profil alakját, és így a széleken kisebb, míg a diffúziós hatás által jobban dominált részen nagyobb értékeket vesz fel. Az ábra alapján többszintű Monte Carlo módszer a teljes intervallumon kisebb standard hibát ad, mint a hagyományos Monte Carlo árazás, azonban ez félrevezető, ahogy arra rövidesen rámutatunk. Az átlagos standard hiba alakja jól értelmezhető, ha figyelembe vesszük az előző részben közölt számítás módszertanát. A hiba a becslési intervallum két szélén gyakorlatilag egybeér a hagyományos MC módszer által adottakkal, hiszen ezen pontokban ugyanannyi szimulált utat használtunk, és nem állt rendelkezésre korábban becült profil érték, amivel javíthattuk volna a becslést.¹² A következő becslési pont az intervallum felénél, 4,5 év közelében volt. A standard hiba itt a legmagasabb, ami arra enged következtetni, hogy a mintaszám közel harmadolását csak kevésbé ellensúlyozzák az intervallum szélein már kiszámolt kontroll változók. Ezután a 2.5 és 6.5 évhez tartozó pontokat becültük. A szimulált alapfaktorok száma ezen a szinten csupán az eredeti nyolcada, ellenben a kontroll változók közelebb kerültek, így erősebb hatást tudnak kifejteni. A 2.5 évhez tartozó hiba magasabb, hiszen az eredeti profil is magasabb volt, szemben a 6.5 fél évhez tartozó értékével. A következő szinten a 1.5, 3.5, 5.5 és 7.5 évhez tartozó pontokat becültük, mindössze az első szinthez tartozó szimuláció szám egy-huszonketted részével. Az átlagos standard hiba a szimulációk számának növelésével csökken, de a többszintű módszer látszólagos dominanciája minden esetben megmarad.

¹²Ahogy az ábra is mutatja, kisebb eltérések elképzelhetőek, hiszen a többszintű számítás esetén ugyanazokat a véletlen számokat használtuk fel az első és az utolsó pont egzakt becsléséhez, míg a hagyományos Monte Carlo módszerrel alapuló számolásnál Euler-diszkretizálást és új véletlen standard normálisokat használtunk.



3. ábra. Standard hiba különböző szimulációs szám mellett

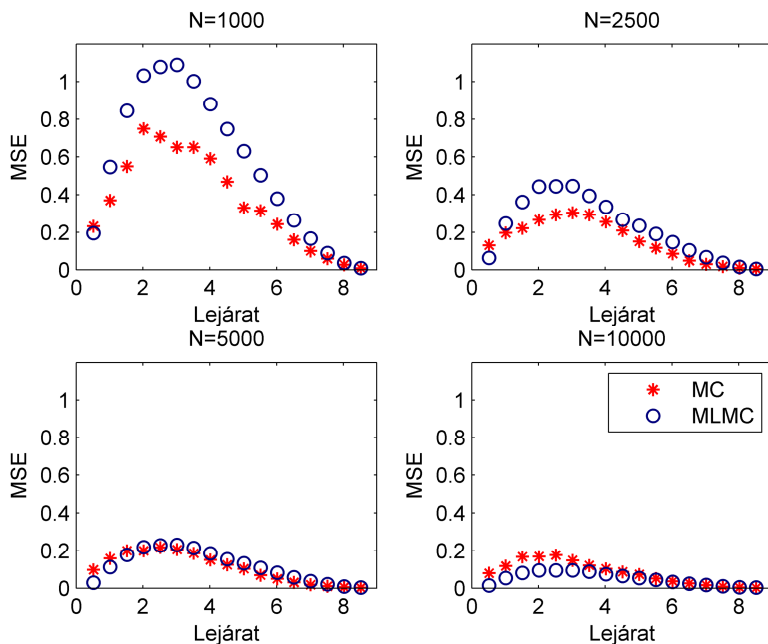
Azonban vegyük észre, hogy a hagyományos úton becsült standard hibákkal elkövettünk egy súlyos hibát, és a fenti értékek csak akkor lehetnének valóságok, amennyiben a hagyományos kontroll változók módszerét használtuk volna. Abban az esetben ugyanis a kontrollként használt változó tényleges értéke egy ismert mennyiség és nem egy becslés értéke. A probléma megértéséhez célszerű a (19) egyenletre tekinteni. Amennyiben $\widehat{EE}(t_{j-})$ és $\widehat{EE}(t_{j+})$, helyett az elméleti, ismert mennyiségek, $EE(t_{j-})$ és $EE(t_{j+})$ szerepelnének, a variancia becsüléséhez azokat figyelmen kívül hagyhatnánk, és a hagyományos standard hibához a következő mennyiséget kellene megbecsülnünk:

$$\text{Var}\left(\frac{1}{N_{\text{MLMC}}} \sum_{n=1}^{N_{\text{MLMC}}} \left(E^{(n)}(t_j) - \frac{E^{(n)}(t_{j-}) + E^{(n)}(t_{j+})}{2}\right)\right). \quad (36)$$

Jelen esetben ez azonban hibás megközelítés, hiszen a profil előző és következő pontjaira csupán becslés áll rendelkezésre. A becslés hibát hordoz magában, amely hiba bizonyos része az új szinten történő becslésre is hatással van. A (19) egyenlet alapján az utolsó tagot nem hagyhatjuk figyelmen kívül a variancia számításánál. Rekurzíven visszahelyettesítve $\widehat{EE}(\cdot)$ tagokat azonban azt látjuk, hogy egy adott pont becslésénél az összes korábban felhasznált szomszédos pont hibája számít. Így valójában, ahogy haladunk a szinteken, egyre magasabb hibát halmozunk fel.

A módszereket ezért célszerűbb az elméleti értéktől vett átlagos négyzetes eltéréssel összehasonlítani. Hasonlóan a korábbi eljáráshoz, minden vizsgált N paraméter esetében 100 profilt becsültünk mindkét módszerrel. Az így kapott profilok az elméleti értéktől vett négyzetes eltérésének az átlagát mutatja a 4. ábra. A legkisebb számú szimuláció mellett a módszerünk nem

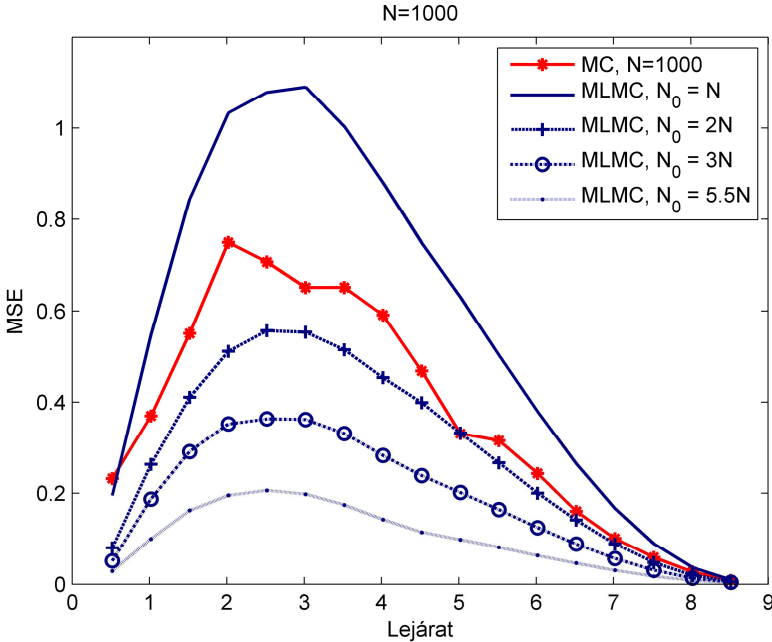
teljesített jobban, mint a hagyományos becslés, hiszen az átlagos négyzetes hiba magasabb, mint a hagyományos esetben. Úgy tűnik tehát, hogy az egyes pontoknál jelentkező, majd kumulálódó hiba itt szignifikáns eltérést okoz. Viszont vegyük észre, hogy a módszerünk gyorsabb ütemben javul, mint a hagyományos MC szimuláción alapuló árazás és az $N = 10\,000$ paraméter számnál a profil összes pontján jobban teljesít. Ekkorra ugyanis a magasabb szinteken lévő pontokon elég szimuláció áll rendelkezésre, hogy a felhalmozódó hiba ellensúlyozható legyen.



4. ábra. Az elméleti értéktől vett átlagos négyzetes eltérés különböző szimulációs szám mellett

Érdeemes kiemelni, hogy a módszer alacsony szimulációs szám mellett sem rosszabb a hagyományos Monte Carlo becslésnél. Az első esetben (bal felső ábra) a hagyományos Monte Carlo módszerrel összesen $17 \times 1\,000 = 17\,000$ adatpontot szimuláltunk és használtunk a számításához. A többszintű Monte Carlo módszert felhasználva közel 2 900 pontra volt szükségünk.¹³ Így a kiinduló N_0 értéket az N többszörösére választva, még mindig kevesebb adatpontot használva, lecsökkenthetjük a négyzetes hibát. Ezt szemléltetjük az 5. ábrán. Láthatjuk, hogy a többszintű módszer hamar előnybe kerül, és végül az $N_0 = 5.5N$ esetben közelíti meg ugyanazt a számítási igényt, amit a hagyományos Monte Carlo módszer N szimuláció mellett, miközben szignifikánsan kisebb eltérést generál.

¹³A kezdő szinttel együtt összesen 5 szintet járunk be. Az egyes szinteken becsült pontok számai sorrendben 2, 1, 2, 4, 8. Az szintekhez tartozó szimulációs számok pedig 1 000, 353, 125, 44, 15.

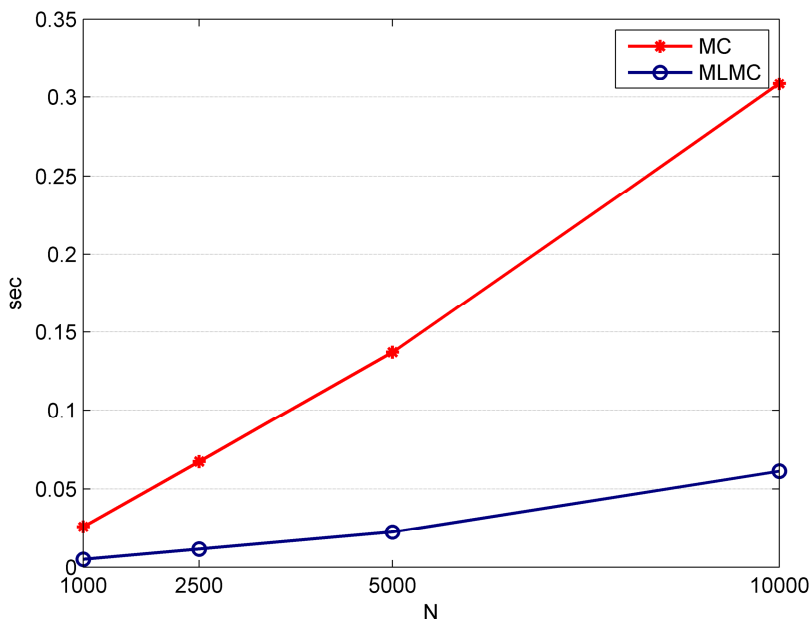


5. ábra. Az elméleti értéktől vett átlagos négyzetes eltérés alternatív kiinduló szimulációs számok mellett

Minden fentebb bemutatott futtatás során megmértük a számításához szükséges időt. Ugyan a többszintű Monte Carlo becslés lényegesen kisebb kapacitást igényel, hiszen minden szinten csak az eredeti szimulációs szám töredékével számolunk, számítási időben mégsem egyértelmű, hogy jobban teljesít, hiszen szükség van az egyes szinteken lefedett pontok meghatározására, a hozzájuk szükséges szimulációk számának megadására és végül a (19) egyenlet számítására. Eredményeink mégis azt mutatják, hogy a számítási idő is eltörpül az új módszerrel. A 6. ábrán szemléltetjük az átlagos futási időt a fentebb már leírt szimulációs számok mellett. Azontúl, hogy az általunk javasolt módszer minden esetben gyorsabb volt, az előnye a szimulációk számának függvényében tovább nő. Természetesen az átlagos négyzetes hibát leíró pontban kifejtett okok miatt nem érdemes közvetve összehasonlítani a futási időket, de az előző ábra tapasztalatai alapján láthatjuk, hogy $N_0 = 2.5N$ összehasonlításnak már van értelme. Így láthatjuk, hogy az $N_0 = 2500$ pontban mért átlagos futási idő, még mindig szignifikánsan elmarad az $N = 1000$ esetben mérttől.

A futási idő tovább javítható GPU alapú párhuzamos számítással. Az egyes szintek közötti átmenet nem párhuzamosítható, hiszen egy adott szint becsléséhez szükségünk van az előző szint becslött pontjaira. Ezzel szemben adott szinten belül az újabb osztópontokhoz rendelt profil értékek számítása párhuzamosítható, és így az időszükséglet GPU alapú rendszerrel csökkenthető.¹⁴

¹⁴A GPU alapú számítás ötletéért a Szerző köszönetét fejezi ki a Bírálóknak.



6. ábra. Átlagos futási idő

Eredményeink tehát azt mutatják, hogy a többszintű Monte Carlo módszer szignifikánsan javítja a kitettség profilok becslését, így azt érdemes a gyakorlatban is felhasználni. Munkánkat a következő fejezettel zárjuk.

5 Összegzés

Tanulmányunkban a többszintű Monte Carlo becslést alkalmaztuk a partnerkockázat egyik alapproblémájára, a kitettség meghatározására. Az általunk javasolt módszer felülmúlja a hagyományos Monte Carlo becslést, hiszen mind a számítási kapacitást, mind pedig a futási időt csökkenteni tudtuk. Nagy előnye a technika egyszerűsége is, amely a hatékony implementációhoz járul hozzá. A tanulmányban bemutatott megközelítés egy speciális többszintű Monte Carlo technikán alapul, amely azonban csupán limitált számú esetben használható. Mivel szemben a korábbi munkákkal, mi nem használtuk a szimulált alapfaktorok teljes útját, így a módszer csak egzakt szimuláció mellett alkalmazható. Az algoritmus limitált jellege azonban nem gátolja a technika széleskörű alkalmazását, hiszen számos modellre létezik egzakt szimuláció. Így hasznos kutatási téma lehet a módszer további vizsgálata és más eszköz típusokra történő alkalmazása. Ugyan mi csak a várható kitettség profil becslését teszteltük, a többszintű Monte Carlo becslés hasonlóan alkalmazható más profilok becslésére is. Ezek további vizsgálata gyakorlati szempontból is nagy relevanciával bír.

Irodalom

1. BIS, Basel Committee on Banking Supervision. (2010). Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems. Elérhető: <http://www.bis.org>.
2. Brigo, D. és Mercurio, F. (2007). *Interest Rate Models – Theory and Practice: with Smile, Inflation and Credit*. Springer Science & Business Media.
3. Brigo, D., Morini, M., és Pallavicini, A. (2013). *Counterparty Credit Risk, Collateral and Funding: with Pricing Cases for all Asset Classes*. John Wiley & Sons.
4. Cesari, G., Aquilina, J., Charpillon, N., Filipovic, Z., Lee, G., és Manda, I. (2009). *Modelling, Pricing, and Hedging Counterparty Credit Exposure: A Technical Guide*. Springer Science & Business Media.
5. Giles, M. B. (2008). Multilevel monte carlo path simulation. *Operations Research*, 56(3):607–617.
6. Giles, M. B. (2015). Multilevel monte carlo methods. *Acta Numerica*, 24:259–328.
7. Glasserman, P. (2013). *Monte Carlo Methods in Financial Engineering*, 53. Springer Science & Business Media.
8. Gregory, J. (2015). *The XVA Challenge: Counterparty Credit Risk, Funding, Collateral, and Capital*. John Wiley & Sons.
9. Heinrich, S. (2001). Multilevel monte carlo methods. In *International Conference on Large-Scale Scientific Computing*, 58–67. Springer.
10. Hofer, M. és Karlsson, P. (2017). Efficient calibration for CVA using multilevel monte carlo. Elérhető: <https://ssrn.com/abstract=2776932>
11. Vasicek, O. (1977). An equilibrium characterization of the term structure. *Journal of Financial Economics*, 5(2):177–188.

COUNTERPARTY CREDIT EXPOSURE ESTIMATION WITH MULTILEVEL MONTE CARLO METHOD

Counterparty credit risk exposure measurement has become an immense task for parties active on OTC markets. Determining future exposure amount is a computationally demanding task. We propose a new method for exposure profile calculation that reduces the computational costs significantly by using the multilevel Monte Carlo approach. In the paper we introduce an algorithm that estimates the exposure profile for derivative products with exact simulation of the underlying risk factors. A test on the performance of the new method and a comparison against the traditional Monte Carlo approach is carried out on a numerical example of a simple interest rate swap.

ÚTVONALFÜGGŐ KOCKÁZATVÁLLALÁS: A KORÁBBI NYERESÉG ÉS A KOCKÁZATVÁLLALÁS ABSZOLÚT SZINTJE KÖZÖTTI KAPCSOLAT EGY BANKI ÜGYFÉLPORTFÓLIÓ ADATBÁZISÁN¹

BERLINGER EDINA – DÖMÖTÖR BARBARA – SZÚCS BALÁZS
ÁRPÁD

Budapesti Corvinus Egyetem

A szakirodalom alapján összefoglaltuk, hogy milyen összefüggés állhat fenn a korábbi nyereségek és a kockázatvállalási hajlandóság között, majd egy hazai banki adatbázison megvizsgáltuk, hogy a vállalati és intézményi ügyfelek elmúlt időszakban elért nyeresége mennyiben magyarázza a kockázati kitettség abszolút szintjét az EUR/HUF devizapárban 2008 és 2012 között, havi időskálán. Azt kaptuk, hogy a veszteségek szignifikánsan negatív, míg a nyereségek enyhén pozitív kapcsolatban állnak a kitettség szintjével. Ez a V-alakú összefüggés konzisztens a kilátáselmélettel, különösen a küszöbérték-hatással és a házpenze-hatással. Mivel az irracionális (viselkedési) hatások egyéni és rendszerszinten is értékrombolók lehetnek, mind a befektetőknek, mind a szabályozónak érdemes figyelmet fordítaniuk erre a jelenségre.

Kulcsszavak: vállalati kockázatkezelés, viselkedési pénzügyek, küszöbérték-hatás, házpenze-hatás. *JEL kód:* G02, G11

1 Bevezetés

A gazdasági szereplők kockázatvállalási hajlandósága/étvágya az elvárt hozamba beépülő kockázati prémiumon keresztül meghatározza a beruházási/befektetési döntéseket és az eszközárakat (Benchimol 2014). Fokozottan igaz ez a nagyobb kockázatú befektetések esetén, így például a kezdő, innovatív vállalkozások sorsa nagymértékben függ a befektetők kockázati étvágyától, különösen a fejlődő országokban. A fejlett országokban is kiemelt jelentőségű, hogy hogyan alakul a kockázatvállalási hajlandóság, hiszen ha az nem stabil, külső adottság, hanem például endogén módon függ a korábbi döntésektől és azok eredményétől, akkor a visszacsatolások révén könnyen buborékok alakulhatnak ki, amelyek növelik a rendszerkockázatot.

Ebben a cikkben a kockázatvállalást nagyon leegyszerűsítve úgy értelmezzük, hogy vagyunk mekkora részét fektetjük kockázatos eszközbe. Ezt

¹Beérkezett: 2017. október 10. A kutatást az MTA Bolyai János programja támogatta. Berlinger Edina, a Budapesti Corvinus Egyetem tanszékvezető egyetemi docense, edina.berlinger@uni-corvinus.hu; Dömötör Barbara, a Budapesti Corvinus Egyetem adjunktusa, barbara.domotor@uni-corvinus.hu; Szűcs Balázs Árpád, a Budapesti Corvinus Egyetem adjunktusa, balazsarpad.szucs@uni-corvinus.hu

kifejezhetjük abszolút összegként vagy a vagyon százalékaként is. Mivel az empirikus vizsgálat során nem állt rendelkezésünkre adat a szerepelők teljes vagyonáról, figyelmünket a hazai devizában kifejezett abszolút kockázati kitettségre irányítottuk.

Útvonalfüggőség alatt ebben a kontextusban azt a jelenséget értjük, hogy a kockázatvállalásra vonatkozó döntésünk nemcsak attól függ, hogy most milyen helyzetben vagyunk és mik a kilátások a jövőre nézve, hanem attól is, hogy hogyan jutottunk ebbe az állapotba, tehát „számít a történelem”. A kockázatvállalás útvonalfüggésének elemzését tovább szűkítettük, és csak azt vizsgáltuk, hogy ha az előző periódusban nyertünk/vesztettünk, akkor ennek hatására vajon kockázatvállalóbbak vagy kockázatkerülőbbek leszünk a következő időszakban.²

A kockázatvállalás útvonalfüggésének elemzése hozzájárulhat a gazdasági ciklusok belső dinamikájának megértéséhez, a hatékonyabb vállalati/intézményi szintű kockázatkezeléshez és a szabályozás fejlesztéséhez. A 2. fejezetben a szakirodalom alapján összefoglaljuk a lehetséges racionális elméleteket arra vonatkozóan, hogy milyen összefüggés lehet a múltbeli nyereség és a jelenlegi kockázatvállalás között, majd a 3. fejezetben sorra vesszük az irracionális viselkedésen alapuló elméleteket. A 4. fejezetben egy banki adatbázison megvizsgáljuk, hogy az ügyfelek viselkedését mi jellemezte e tekintetben. Az adatbázis az ING Bank N.V. Magyarországi Fióktelepének³ nem-banki devizatranzakcióit tartalmazza a 2008–2012 időszakban (spot és határidős ügyleteket egyaránt). Az 5. fejezetben elemezzük az eredményeket és levonjuk a következtetéseket.

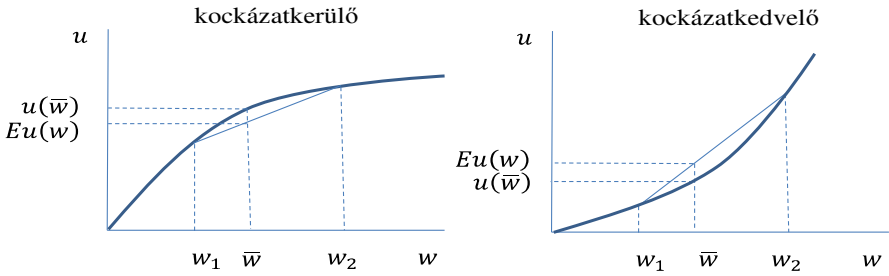
2 Racionális viselkedésen alapuló elméletek

A racionális viselkedésnek számos hétköznapi és tudományos értelmezése van. A közgazdaságtanban általában akkor nevezzük racionálisnak a döntéshozót, ha a döntései konzisztensen megfelelnek egy stabil és jól viselkedő preferencia-rendezésnek vagy az azt reprezentáló vagyonhasznosság-függvénynek (Varian, 1992). Bizonytalan kimenetek esetén a racionális döntés a hasznosság várható értékének maximalizálását jelenti (von Neumann-Morgenstein, 1944).

A klasszikus közgazdasági modellekben tehát a kockázatvállalási hajlandóság a vagyonhasznosság-függvénnyel magyarázható. A hasznosságfüggvény monoton növekvő a vagyonban, a kockázathoz való viszonyulást pedig a függvény alakja határozza meg.

²Mivel az előző időszak nyereségét befolyásolja a korábbi kockázatvállalás, amit befolyásol a korábbi nyereség, és így tovább, a mai kockázatvállalás közvetve függ a korábbi nyereségektől is, tehát valóban útvonalfüggő.

³Ezúton is köszönjük az ING Bank N. V. támogatását.



1. ábra. Vagyonhasznosság-függvények. Forrás: Varian 1992, 11.1 ábrája alapján

A konkáv vagyonhasznosság-függvény kockázatkerülő magatartáshoz vezet, hiszen ilyenkor nagyobb a várható érték hasznossága, mint a hasznosságok várható értéke, tehát a szóródás csökkentése növeli a hasznosságot (konvex görbe esetén pont fordított a helyzet). Bár a konzisztens kockázatkedvelő magatartás is lehet racionális, a közgazdasági modellekben általában az a kiindulópont, hogy a döntéshozó kockázatkerülő, azaz, hogy a hasznosságfüggvény minden pontjában konkáv. A kockázatkerülés mértékének számszerűsítésére Arrow (1971) és Pratt (1964) a hasznosságfüggvény (u) első és második deriváltjának hányadosát definiálják a következők szerint:

$$A(x) = -\frac{u''(x)}{u'(x)}, \tag{1}$$

$$\rho(x) = -x\frac{u''(x)}{u'(x)}, \tag{2}$$

ahol A az abszolút, ρ pedig a relatív kockázati averzió mutatókat jelöli.

Az 1. táblázat mutatja a különböző kockázatkerülést implikáló hasznosságfüggvény-típusokat.

	Csökkenő kockázatkerülés	Konstans kockázatkerülés	Növekvő kockázatkerülés
abszolút vagyonváltozás	DARA (decreasing absolute risk aversion), pl. az összes DRRA és CRRA függvény	CARA (constant absolute risk aversion), pl. $u = -e^{-Aw}$	IARA (increasing absolute risk aversion), pl.* $u = w - bw^2, w < \frac{1}{2b}$
relatív vagyonváltozás	DRRA (decreasing relative risk aversion), pl. $u = \ln^c w, 0 < c < 1$ $u = \ln \ln w$	CRRA (constant relative risk aversion), pl. $u = \begin{cases} \frac{w^{1-\rho}-1}{1-\rho}, & \text{ha } \rho \neq 1; \\ \ln w, & \text{ha } \rho = 1 \end{cases}$	IRRA (increasing relative risk aversion), pl. $u = -e^{-Aw}$ $u = w - bw^2, w < \frac{1}{2b}$

*A példaként szereplő függvénynek csak az emelkedő szakasza vizsgálendő, vagyis feltesszük, hogy $w < 1/2b$.

1. táblázat. Általános kockázatkerülést implikáló vagyonhasznosság-függvények
Forrás: (Varian 1992) alapján a szerzők

CARA vagyonszükségesség-függvények esetén a racionális befektető a kockázatos befektetések abszolút nagyságát fixen tartja, akármekkora is az aktuális vagyona. A kísérleti és empirikus tapasztalatok szerint azonban a valószínűségben az embereket inkább a csökkenő abszolút kockázatelutasítás (DARA) jellemzi, azaz minél gazdagabbak, *abszolút értékben* annál többet hajlandóak kockáztatni (Friend et al. 1975, Tversky-Kahneman 1992). Ez a megfigyelés konzisztens a CRRA és DARA vagyonszükségesség-függvényekkel, azaz a konstans és csökkenő relatív kockázatelutasítással egyaránt. Számos jelentős közgazdász egyértelműen a CRRA vagyonszükségesség-függvények mellett tette le a voksát (Arrow 1965, Mehra-Prescott 1985, Herings-Kubler 2007), vagyis általában azt feltételezik, hogy akármekkora is a vagyonunk, mindig ugyanakkora *százalékát* kockáztatjuk.

Elvileg a vagyonszükségesség-függvény lehetne olyan alakú is, hogy a kockázatkérvény bizonyos szakaszon növekvő, más szakaszon pedig csökkenő, ez még önmagában nem mondana ellent a racionális döntéshozatalnak, azaz a stabil vagyonszükségesség-függvény létezésének. Az empirikus kísérletek szerint azonban a vagyonszükségesség-függvény, ha egyáltalán létezik, nem ennyire bonyolult, hanem inkább CRRA (\Rightarrow DARA) alakú. Mindezek alapján arra számíthatunk, hogy a vagyonszükségességnek köszönhetően a korábbi nyereségek következtében vagyonszükségességünk fix százalékát, tehát egyre nagyobb összeget vagyunk hajlandók kockáztatni. Ebből következik, hogy ha csak ez a vagyonszükségesség érvényesül, akkor egyértelműen pozitív a kapcsolat a korábbi (realizált vagy nem realizált) nyereségek és a jelenleg vállalt kockázat abszolút szintje között.

Némileg más logika alapján, de hasonló következtetésre jutunk az ún. Kelly-stratégiával is. Kelly (1956) azt vizsgálta, hogy ha a hozamok független és azonos eloszlású valószínűségi változók, akkor hosszú távon mi az optimális befektetési szabály. Eszerint a loghozam várható értékét úgy lehet maximalizálni, ha a százalékban kifejezett portfólió súlyokat folyamatosan fixen tartjuk (a folyamat paramétereitől függő optimális szinten). Minden ettől eltérő stratégia, például a kockázatvállalás relatív szintjének ösztönző változtatgatása egyértelműen értéket rombol (Kelly 1956). A loghozam várható értékének maximalizálása valószínűleg megfelel az $u = \ln w$ alakú CRRA vagyonszükségesség-függvény maximalizálásának, ezért nem meglepő, hogy ebben a keretben is azt kaptuk, hogy a vagyonszükségességünk fix százalékát érdemes kockáztatni.

A vagyonszükségesség alapján tehát arra számíthatunk, hogy racionális befektetők esetén a kockázatos eszközök százalékos súlya közel azonos marad a portfólióban, amiből az következik, hogy *a korábbi nyereségek várhatóan növelik a kockázatvállalás abszolút szintjét*.

Ezzel ellentétes eredményre jutunk azonban, ha azt feltételezzük, hogy a befektetők manipulálják a (hagyományos) teljesítménymutatókat. A befektetők teljesítményét leggyakrabban a Sharpe-rátával (vagy annak különböző változataival, pl. M^2) mérik, amelyet úgy kapunk, hogy a portfólió befektetési horizonton elért átlagos hozamának és a kockázatmentes hozamnak a különbségét ($r_p - r_f$) osztjuk a portfólió hozamának szórásával (σ_p):

$$s_p = \frac{r_p - r_f}{\sigma_p}, \quad (3)$$

Goetzmann és szerzőtársai (2007) rámutattak arra, hogy az ilyen típusú mutatók könnyen manipulálhatók egy dinamikus stratégia segítségével. Ennek lényege, hogy ha az alapkezelő véletlenül nagy nyereségre tesz szert az értékelési időszak elején, akkor a továbbiakban érdemes csökkentenie a portfólió kockázatát, és ezzel felnagyítania a kezdeti nyereség hatását az aggregált teljesítménymutatóban. Ugyanezen logika alapján, ha egy nagy véletlen veszteség keletkezik, akkor az alapkezelőnek érdemes növelnie a portfólió kockázatát, és ezzel tompítania a kezdeti veszteség hatását. Goetzmann és szerzőtársai (2007) megmutatták, hogy ez a stratégia még a tranzakciós költségek figyelembe vétele mellett is jelentősen képes javítani a klasszikus teljesítménymutatókat anélkül, hogy az alapkezelő bármiféle többlettudására vagy képességére lenne szükség. Goetzmann és szerzőtársai tehát egyfajta racionális magyarázatot adnak arra, hogy a *korábbi nyereségek negatív kapcsolatban állhatnak a relatív (és így az abszolút) kockázatvállalási szinttel.*⁴

Összességében megállapítható tehát, hogy lehet racionális magyarázatot találni a pozitív kapcsolatra (vagyonhatás, Kelly-stratégia) és a negatívra (teljesítménymutatók manipulálása) egyaránt.

3 Irracionális viselkedésen alapuló elméletek

Ebben a részben a befektetők/döntéshozók irracionális magatartását feltételező ún. viselkedési hatásokat tekintjük át, amelyek meghatározhatják a korábbi nyereségek és a későbbi kockázatvállalás közötti kapcsolatot.

A nyereség és a kockázatvállalás közötti kapcsolat egy lehetséges pszichológiai modelljét írja le Minsky (1986). Az ún. *pénzügyi instabilitás hipotézis* szerint a befektetők egyre kockázatosabb pozíciókat vesznek fel abban az irányban, ami az elmúlt időszakokban nyereségesnek bizonyult. Fellendülés idején ezért folyamatosan nő a tőkeáttétel, csökken a fedezet és csökken a likviditási tartalék. A fokozódó kockázati étvágy csökkenti a kockázati prémiumokat, ami növeli az eszközárakat, és ez a pozitív visszacsatolási mechanizmus erősíti a konjunktúrát. A siker azonban túlzáshoz, a túlzás pedig előbb-utóbb összeomláshoz vezet, mivel eljön az a pont, ahol a felvett hitelek kamatait csak újabb hitelek felvételével, vagy ha a hitellehetőségek beszükülnek, eszközadással lehet fedezni, ami ellentétes hatásmechanizmust indít el. A túlfeszített kockázatvállalás miatt tehát a fellendülés lelassul, majd válságba csap át. A fokozódó eszközadások miatt ugyanis csökkennek az eszközárak, ami csökkenti a fedezetek értékét, így a pozíciók fenntartásához fel kell használni az egyébként is szükséges likvid eszközöket. A likviditási feszültségek növelik a nemfizetési kockázatot, a befektetők pedig kétségbeesetten próbálják csökkenteni kockázati kitettségüket, azaz eladni a legkockázatosabb eszközeiket, ami tovább mélyíti a válságot. Berger és Udell

⁴A Goetzmann és szerzőtársai által leírt hatást korlátozza, hogy az alapkezelők teljesítményét sok esetben nem a Sharpe-rátához hasonló mutatókkal, hanem alsóági kockázati limitek (pl. kockázatmentes érték, vagy maximum drawdown) mellett elért hozamok alapján mérik. Ez esetben másfajta manipulációkra van lehetőség, például az ún. kaszinó-hatásról lásd (Walter, 2002).

(2004) a banki hitelebírálás gyakorlatában, Palley (2009) pedig a lakossági hitelezésben is tetten érték a Minsky-hatáson alapuló ciklusokat.

A Minsky-hipotézis szerint tehát a nagy gazdasági ciklusok jelentős részben a befektetők irracionális viselkedésének köszönhetőek, ami lényegében három komponensből áll össze:

- *közelmúlt-hatás*: minél régebben történt valami (pl. válság), annál kevésbé emlékeznek rá a szereplők, és annál kevésbé tartják valószínűnek, hogy ismét bekövetkezzen;
- *momentum-kereskedés*: a befektetők naiv trendkövető stratégiát alkalmaznak, azaz úgy gondolják, hogy ha a múltban nőttek az eszközárak, akkor a jövőben is növekedni fognak, és fordítva;
- *nyereségvezérelt kockázati étvágy*: ha a befektetők nyernek a korábbi pozíciójukon, akkor nő a kockázattvállalási kedvük, és fordítva.

A Minsky-hipotézis harmadik komponense tehát egyértelműen pozitív kapcsolatot feltételez a nyereség és a kockázattvállalás között. Megjegyezzük, hogy a pozitív kapcsolat önmagában még összeegyeztethető lenne egy stabil hasznosságfüggvény létezésével konstans vagy még inkább csökkenő relatív kockázati averzió (CRRA vagy DRRA) mellett. Tehát azt a jelenséget, hogy a kockázati étvágy bizonyos mértékig nyereségvezérelt, még racionálisnak lehet tekinteni. A Minsky-hipotézis azért került mégis az irracionális viselkedésen alapuló elméletek közé, mert a pozitív kapcsolat a valóságban jóval erősebb lehet, mint ami egy hihető hasznosságfüggvényből adódik; továbbá mert a nyereségvezérelt kockázati étvágy jelenségéhez szorosan hozzákapcsolódik a másik két hatás (a közelmúlt dominanciája az előrejelzésekben, illetve a naiv trendkövető stratégia), amelyek így együtt már semmiképpen nem tekinthetők racionális viselkedésnek.

A részletes pszichológiai kutatásokkal alátámasztott kilátáselmélet (prospect theory) szerint a befektetők jó érzése vagy elégedettsége nem a vagyonuk abszolút szintjétől függ, hanem attól, hogy egy kitüntetett referenciaponthoz képest nyernek vagy veszítenek (Tversky, Kahnemann 1979). Ráadásul nyereség esetén az értékküggvény tipikusan konkáv, tehát az emberek többsége kockázatkerülő, míg veszteség esetén pont fordítva, az emberek többsége kockázatkeresővé válik. Az instabil referenciapont és a váltakozó kockázati attitűd már semmiképpen nem egyeztethető össze a vagyonhasznosság-függvény koncepciójával, vagyis a racionális döntéshozatallal. Ha mindehhez hozzávesszük, hogy a döntéshozók általában túlsúlyozzák a kis valószínűségű eseményeket, és alulsúlyozzák a nagy valószínűségűeket, akkor eljutunk a kockázattvállalás négyes mintázatához (Tversky, Kahneman 1992). A 2. táblázat négy mezőjébe beírtuk, hogy az adott helyzetben a kockázatkerülő vagy a kockázatkereső magatartás a jellemző, illetve mi a fő érzelmi motiváció, és tipikusan milyen viselkedési hatás érvényesül.

	VESZTESÉGEK	NYERESÉGEK
NAGY VALÓSZÍNŰSÉG bizonyossági hatás	<i>Kockázatkereső</i> veszteség elkerülése <i>küszöbérték-hatás</i>	<i>Kockázatkerülő</i> félelem a csalódástól <i>nyereség bebiztosítása</i>
KIS VALÓSZÍNŰSÉG lehetőségi hatás	<i>Kockázatkerülő</i> félelem a nagy veszteségtől <i>kígyóharapás-hatás</i>	<i>Kockázatkereső</i> nagy nyeresemény reménye <i>házpénze-hatás</i>

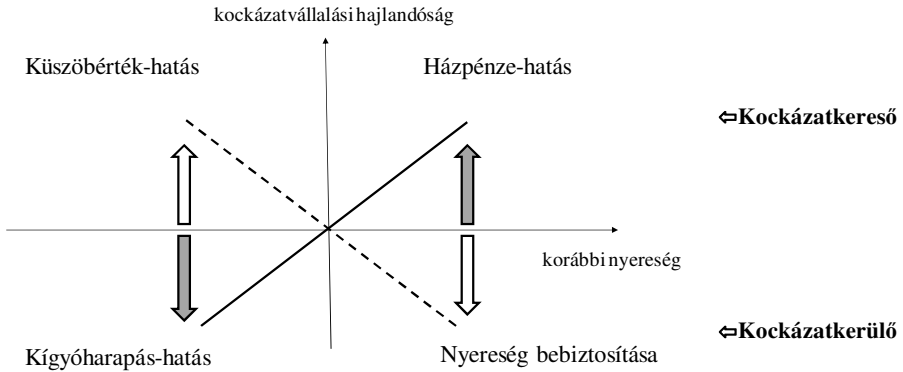
2. táblázat. A kockázatvállalás négyes mintázata. *Forrás:* (Tversky, Kahneman 1992).

A kockázatvállalási hajlandóság tehát alapvetően attól függ, hogy éppen nyeresben vagy vesztesben vagyunk, illetve, hogy mekkora a nyereség és a veszteség valószínűsége. A táblázat négy tartományában szereplő jellegzetes viselkedési hatások önmagukban még csak-csak magyarázhatók lennének valamilyen speciális alakú vagyonhasznosság-függvénnnyel, de nyilvánvalóan nem lehet olyan vagyonhasznosság-függvényt konstruálni, amely mind a négy hatással konzisztens lenne:

- A *küszöbérték-hatás* (break-even effect) azt jelenti, hogy veszteséges helyzetben nem akarjuk beismerni a kudarcunkat, mindenáron vissza akarunk jutni az eredeti helyzetbe, hogy a veszteséget meg nem történtté tegyük, és ennek érdekében irreálisan nagy kockázatot vállalunk⁵.
- A *nyereség bebiztosításának* vágya akkor jelentkezik, ha nagy valószínűséggel nyerünk, és a rossz kimenet lehetőségét teljes mértékben ki akarjuk küszöbölni.
- A *házpénze-hatás* (house money effect) ezzel szemben arra utal, hogy a frissen megszerzett nyereséget még nem érezzük a magunkénak, úgy gondoljuk, hogy az valójában a „ház” (a kaszinó) pénze, aminek elvesztése nem olyan fájdalmas, így azt újabb nagy nyereség reményében könnyű szívvel kockáztatjuk.
- A *kígyóharapás-hatás* (snake bite effect) pedig azt a helyzetet írja le, amikor egyszer „megégetjük magunkat”, azaz veszteséget szenvedünk el, majd ezután mereven elzárkózunk minden további kockázatvállalástól.

A 2. táblázatban szereplő viselkedési hatások mind megmagyarázhatók a kilátáselmélet segítségével, ám egészen különböző összefüggéseket implikálnak a múltbeli nyereség és a kockázatvállalási kedv között, lásd 2. ábra.

⁵Ez a jelenség motiválta a híres pénzügyi bukások főszereplőit, mint például Nick Leesont, aki a kezdeti kisebb veszteségek visszanyerésének céljából olyan óriási kockázati pozíciót nyitott, ami a Barings Bank csődjét okozta.



2. ábra. Viselkedési hatások és következményük a múltbeli nyereség és a kockázatvállalási hajlandóság kapcsolatára. Forrás: a szerzők

A 2. ábrán látható, hogy a *küszöbérték-hatás* és a *nyereség biztosításának vágya* egyaránt *negatív* kapcsolatot eredményez a múltbeli nyereség és a kockázatvállalási hajlandóság között. Az első esetben nagy valószínűséggel veszítünk és kockázatkeresők vagyunk, a másik esetben nagy valószínűséggel nyerünk és kockázatkerülők vagyunk, de mindkét viselkedés mögött az ún. bizonyossági hatás (certainty effect) húzódik, miszerint túlértékeljük azt a különbséget, hogy valami teljességgel bizonyos vagy csak nagyon valószínű.

Ezzel szemben a *kígyóharapás-hatás* és a *házipénze-hatás pozitív* kapcsolatot teremt a múltbeli nyereség és a kockázatvállalási hajlandóság között. Ezek a viselkedési hatások a kis valószínűségű nyereségek és veszteségek esetén kerülnek előtérbe, és az ún. *lehetőségességi hatás* (possibility effect) rejlik a háttérükben, vagyis az, hogy túl nagy jelentőséget tulajdonítunk annak a különbségnek, hogy valami teljességgel lehetetlen vagy csak nagyon kicsi a valószínűsége.

Látjuk tehát, hogy különböző helyzetekben különböző viselkedési hatások érvényesülhetnek, melyek összeadódva végeredményben akár pozitív, akár negatív, akár semleges kapcsolatot is implikálhatnak a múltbeli nyereségek és a kockázatvállalási hajlandóság között. (Megjegyezzük, hogy bár a 2. ábra lineáris kapcsolatot mutat, az összefüggés más alakú is lehet.)

Post és szerzőtársai (2008) a „Deal or no deal?” televíziós vetélkedő adatbázisát elemezték, és azt találták, hogy egyértelműen a küszöbérték-hatás és a házipénze-hatás dominált, azaz a nagy veszteségek és a nagy nyereségek egyaránt nagyobb kockázatvállalásra ösztönöztek, míg kisebb nyereségek és veszteségek után inkább a kockázatkerülő magatartás volt a jellemző. Úgy tűnik tehát, hogy a vetélkedő szereplői nehezen alkalmazkodnak az új helyzetekhez, más szóval a referenciapontjuk hajlamos „beragadni” egy korábbi állapotba. Ezek az eredmények megerősítik, hogy a kockázatvállalási hajlandóság útvonaltól- és referenciapont-függő még egy ilyen egyszerű vetélkedő keretében is, ahol valódi pénzt lehet nyerni és veszíteni. Post és szerzőtársai (2008) a valós adatok elemzése mellett laboratóriumi kísérleteket is végeztek, melyek szintén megerősítették a küszöbérték- és a házipénze-hatások dominanciáját.

Coval és Shumway (2005) szintén erős küszöbérték-hatást tapasztaltak a chicagói árutőzsdén a hosszú lejáratú amerikai államkötvényekre (US T-bonds) kötött határidős ügyletek árjegyzőinek tranzakcióit elemezve. Az 1998-ban kötött összes sajtószámlás ügyletet vizsgálva azt találták, hogy azok a kereskedők, akik a reggeli szekcióban veszteséget szenvedtek el, 16%-kal nagyobb valószínűséggel vállaltak átlagot meghaladó kockázatot a délutáni kereskedés során. Ez a hatás azonban hosszabb időtávon már nem érvényesült, a másnapi kereskedésre már nem volt szignifikáns hatása az aznapi ügyleteknek.

Faulkender (2005) és Brown és szerzőtársai (2006) pedig arra hívták fel a figyelmet, hogy a vállalatok „fedezési stratégiája” számos viselkedési hatással terhelt, és inkább tekinthető rövidlátó spekulációnak, mintsem tankönyvi értelemben vett tudatos kockázatmenedzsmentnek.

A kilátásmélet szerint tehát a múltbeli nyereségek növelhetik is és csökkenthetik is a kockázatvállalási hajlandóságot, többek között attól függően, hogy

- mekkora és milyen valószínűségű veszteségről vagy nyereségről van szó,
- hogyan fogalmazták meg a játékszabályokat,
- mennyi idő telik el a döntések között, stb.

Összességében megállapítható, hogy nem csak racionális, de irracionális magyarázatot is lehet találni minden irányú kapcsolatra:

- pozitív kapcsolat: pl. Minsky-, kígyóharapás- és házpénze-hatások
- negatív kapcsolat: pl. küszöbérték-hatás, nyereség bebiztosítása.

4 Empirikus elemzés a banki ügyfél-adatbázis alapján

Az alábbiakban az ING Bank N.V. Magyarországi Fióktelepe kereskedési adatbázisa alapján vizsgáljuk a kockázatvállalás útvonalfüggőségét az elmúlt időszak nyereség szempontjából.

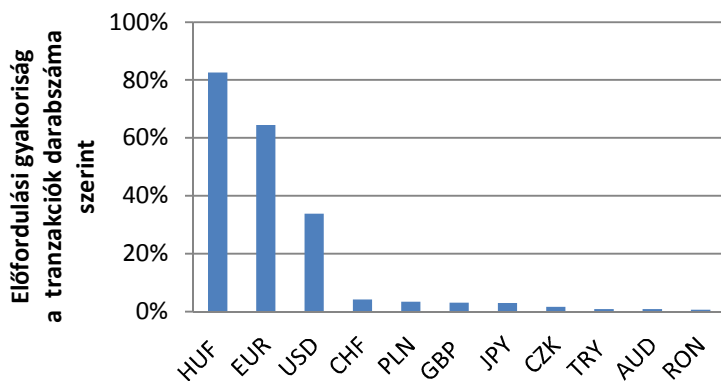
4.1 Az adatbázis jellemzői

Az adatbázis a bank 2008. január és 2012. november közötti nem banki ügyfelekkel kötött összes azonnali és határidős devizaügyletének adatait tartalmazza az alábbi szerkezetben:

- ügyfélkód (Code)
- szektorkód (Sector)
- kötési dátum (DealDate)

- értéknep (ValueDate)
- vásárolt devizanem (BoughtCcy)
- vásárolt deviza értéke (BoughtAm)
- eladott devizanem (SoldCcy)
- eladott deviza értéke (SoldAm)

A bank összesen 481 ügyfelével kötött devizaügyletet a vizsgált periódusban, ebből 336 vállalati ügyfél, 145 pedig valamilyen pénzügyi intézmény (biztosító, nyugdíjpénztár stb.) volt. Az időszakban összesen 88 500 darab ügylet-kötés született, melyeknek devizanem szerinti megoszlását a 3. ábra mutatja.



3. ábra. A 2008-2012 között kötött devizaügyletek devizanem szerinti megoszlása. *Forrás:* a szerzők (banki adatbázis alapján)

Látható, hogy 3 devizanem, a forint, az euró, illetve az amerikai dollár szerepelt a kötések többségében, míg a többi devizanem súlya elenyésző. Az összes kötés mintegy fele (44 163 tranzakció) pedig az EUR/HUF devizapárban történt, ezért a továbbiakban csak ezekre az ügyletekre koncentrálunk az elemzésben.

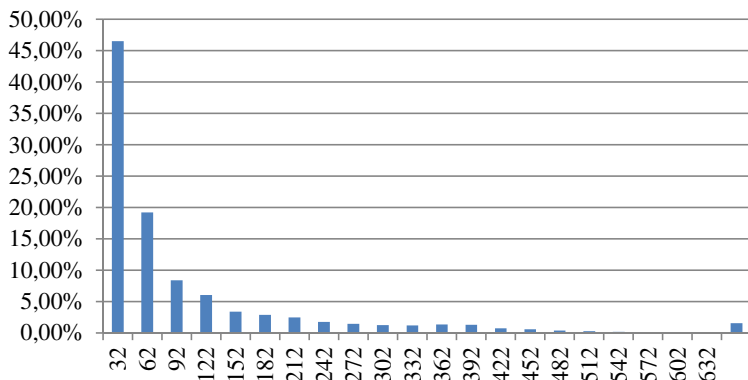
Az EUR/HUF devizaügyletek értéknepja alapján szétválasztottuk az azonnali (maximum 5 napos eltérés az értéknep és a kötési dátum között) és a határidős ügyleteket. Megvizsgálva az egyes évekre az ügyletszám alakulását, a 3. táblázat alapján megállapítható, hogy az összes ügyletnek kb. a 40 százaléka határidős, és ez a megoszlás időben viszonylag stabil.

Év	Összes ügylet	Határidős	Határidős/Összes, %
2008	7 249	2 668	37
2009	9 434	3 619	38
2010	9 523	3 820	40
2011	9 664	3 833	40
2012*	8 293	3 574	43
Összesen	44 163	17 514	40

* novemberig

3. táblázat. A 2008-2012 közötti EUR/HUF devizaügyletek megoszlása spot és határidős ügyletek szerint. *Forrás:* a szerzők (banki adatbázis alapján)

A határidős ügyletek átlagos lejáratát 92 nap, azaz kb. 3 hónap. Az ügyletek lejárat szerinti megoszlási gyakoriságát mutatja a 4. ábra.



4. ábra. A határidős ügyletek lejárat (napok száma) szerinti megoszlása
Forrás: a szerzők (banki adatbázis alapján)

Az egy hónapon belüli lejáratú ügyletek aránya a legnagyobb (45% feletti), az összes ügylet 65%-a pedig 2 hónapon belüli lejáratú, de 5,5%-ot tesz ki az éven túli határidő, a maximális futamidő pedig 3 év.

A 4. táblázat a kitétség iránya szerinti csoportosítást összegezi, azaz hogy a megkötött ügyletek euró vételt (euró long pozíció), vagy euró eladást (euró short pozíció) jelentenek az ügyfelek szempontjából.

	Határidős		Összes ügylet	
	darab	érték (MEUR)	darab	érték (MEUR)
Euró long pozíció	7811	7 334	21 955	23 340
Euró short pozíció	9703	12 786	22 208	22 289

4. táblázat. A devizaügyletek iránya az ügyfelek szemszögéből, 2008-2012
Forrás: a szerzők (banki adatbázis alapján)

Látható, hogy míg az összes ügylet vonatkozásában nincs jelentős különbség sem az ügyletek darabszámát, sem értékét tekintve a két irány között, a határidős kötések esetén szignifikánsan nagyobb az euró eladási kitétség. Ennek legvalószínűbb magyarázatát az időszakra jellemző jelentős, havi 0,2%-0,6%-os kamatkülönbségben kereshetjük, ami a határidős euró eladás kilátásait kedvezően, míg a határidős vételt kedvezőtlenül befolyásolta, hasonlóan ahhoz, mintha a szereplők EUR hitelt vettek volna fel.

Végül az 5. táblázat a tranzakciók megoszlását mutatja a különböző ügylettípusok szerint darabszám és érték tekintetében.

Ügyfél- kód	Ügyféltípus	Darab	%	Érték (MEUR)	%
VALL	<i>Nem pénzügyi vállalatok</i>	23 732	53,7	18 151	39,8
INT	<i>Pénzügyi intézmények (bankok nélkül)</i>	20 431	46,3	27 478	60,2
BIZT	Magán, önkormányzati, egészségbiztosítási és önszegélyező nyugdíjpénztárak	369	0,8	996	2,2
CONS	Konzolidált ügyfelek	197	0,4	72	0,2
KBRO	Külföldi pénzügyi közvetítő tevékenységet végző cégek	2 111	4,8	2 004	4,4
NYPT	Biztosító részvénytársaságok	1 315	3,0	4 847	10,6
PKIB	Pénzügyi kiegészítő tevékenységet végző belföldi vállalkozások	26	0,1	85	0,2
PKOB	Pénzügyi közvetítő tevékenységet végző belföldi vállalkozások	11 435	25,9	8 562	18,8
PKOE	Pénzügyi közvetítő tevékenységet végző egyéb intézmények	4 943	11,2	10 706	23,5
EGYEB	Egyéb intézmények	35	0,1	206	0,5
ÖSSZ	<i>Összesen</i>	44 163	100	45 629	100

5. táblázat. Az EUR/HUF tranzakciók ügyféltípusok szerinti megoszlása darabszám és érték tekintetében, 2008-2012. *Forrás:* a szerzők (banki adatbázis alapján).

Az ügyfelek alapvetően két fő csoportra bonthatók, nem pénzügyi vállalatokra és intézményekre, mely utóbbiak nem tartalmazzák a többi kereskedelmi bankot. Az intézményeken belül további bontást is vizsgáltunk a táblázatban szereplő definíciók szerint. A tranzakciók darabszáma alapján közel azonos mértékű a vállalati és az intézményi ügyfelek aktivitása, azonban az intézményekkel kötött ügyletek összértéke mintegy másfélszerese a vállalati ügyfelek ügyleteinek. Az intézményi ügyletek döntő részét – az ügyletek értékének 77,6%-át – a pénzügyi közvetítő tevékenységet végző vállalkozások ügyletei teszik ki.

4.2 Elemzés

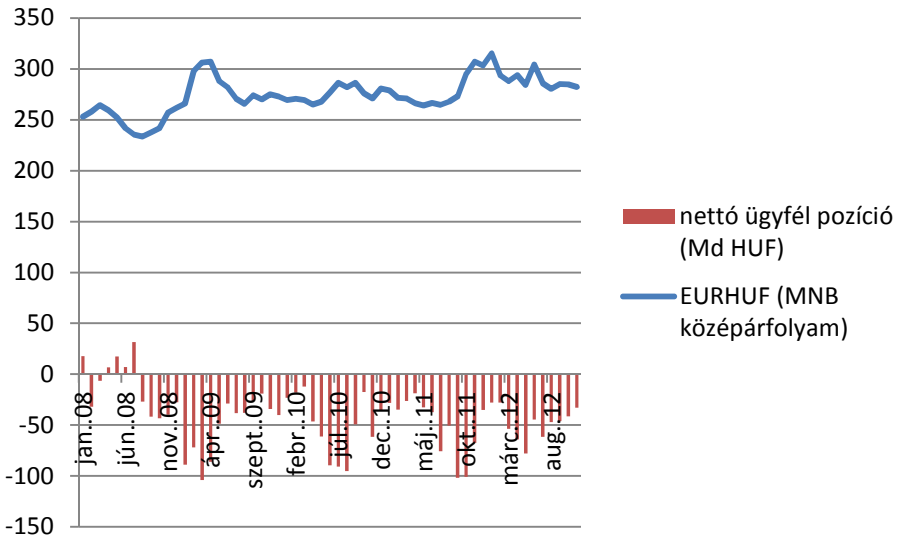
Első lépésben az összes ügyfelet összevontan kezeltük, mintha egyetlen szereplő lenne, tehát nem különböztettük meg az ügyféltípusokat (pl. vállalati vagy intézményi ügyfél), és nem használtuk az ügyfélkódokat sem, vagyis az ügyfelek általános viselkedésének leírására – más szóval az átlagos, reprezentatív ügyfél jellemzésére – törekedtünk. Később azonban külön-külön is megvizsgáltuk az egyes ügyféltípusokat. Az átlagolásból adódóan tehát egy adott ügyfél viselkedése annál nagyobb súlyt kapott, minél nagyobb összegű (és hosszabb futamidejű) ügyleteket kötött.

2008 elejétől 2012 végéig minden hónapra kiszámoltuk az ügyfelek nettó összesített pozícióját (kitettséget), X_t -t az alábbi képletnek megfelelően:

$$X_t = \sum_{i=1}^N F_t^i \cdot L_t^i, \quad (4)$$

ahol t jelöli a hónap sorszámát, N azon ügyletek száma, amelyek az adott hónapban legalább egy napig nyitva vannak, azaz az adott hónapban már

megkötött, és vagy az adott hónapban lejáró, vagy a következő hónapra átnyúló ügyletek, F_t^i mutatja az ügyletek forintértékét, L_t^i pedig egy bináris változó, melynek értéke +1, ha az ügyfél vette az eurót, tehát „long” pozícióban volt; illetve -1, ha az ügyfél eladta az eurót, tehát „short” pozícióban volt. Az X_t változó tehát azt mutatja, hogy a teljes ügyfélkör összességében mekkora és milyen irányú pozíciót vállalt euróban az adott hónapban forintértéken kifejezve, lásd 5. ábra.⁶



5. ábra. A teljes ügyfélkör havi nettó kitettsége (Md HUF) és az EUR/HUF árfolyam
 Forrás: a szerzők (banki adatbázis alapján)

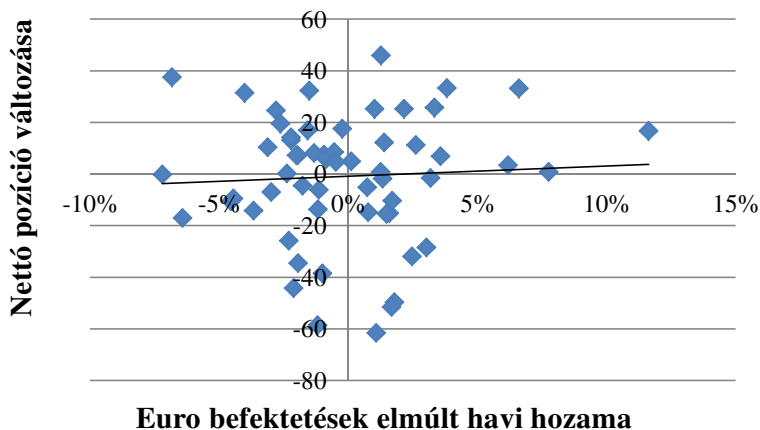
Aki euróba fektet (vételi, long pozíció), annak t időszaki relatív hozama a forintbefektetésekhez képest (R_t) két forrásból származik: egyrészt az árfolyam (S) megváltozásából, másrészt az EUR/HUF kamatkülönbözetből⁷:

$$R_t = \frac{S_t}{S_{t-1}} \cdot \frac{1 + r_t^{EUR}}{1 + r_t^{HUF}} - 1, \quad (5)$$

ahol $1 + r_t^{EUR}$ és $1 + r_t^{HUF}$ rendre az euró és forint kockázatmentes kamatlábak havi szinten kifejezve. Bár az 5. ábra alapján első ránézésre úgy tűnik, mint-ha szoros kapcsolat lenne a devizaárfolyam és a nettó ügyfélpozíció között, az ügyfelek naiv, trendkövető magatartása teljesen kizárható (legalábbis havi skálán), vagyis összességében semmi nem utal arra, hogy az ügyfelek az elmúlt havi relatív hozam alapján hoznák meg a pozíció irányára és nagyságára vonatkozó döntéseiket, ahogy azt a 6. ábra szemlélteti.

⁶Az MNB középárfolyamokat a portfolio.hu-ról töltöttük le.

⁷A kamatkülönbözetet az EUF-HUF swap jegyzések alapján számítottuk. Adatok forrása: Bloomberg.

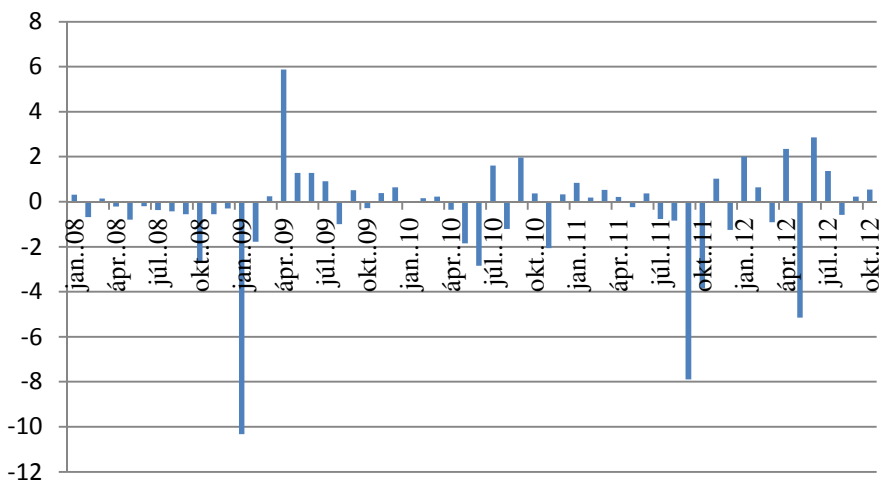


6. ábra. Az ügyfélpozíció változása (ΔX_t , Mrd HUF) az elmúlt havi relatív euróhozam (R_{t-1}) függvényében. Forrás: a szerzők (banki adatbázis alapján)

A relatív hozamok alapján meg lehet becsülni, hogy az ügyfeleknek mekkora nyeresége lehetett az egyes hónapokban az általunk ismert pozíciók alapján (az ügyfelek eredeti pozícióit és a más bankokkal, illetve a tőzsdén kötött ügyleteiket természetesen nem ismerjük). Az ügyfelek nyeresége a t -edik hónapban, P_t , tehát így becsülhető meg:

$$P_t = X_t \cdot R_t . \quad (6)$$

Az ügyfelek becsült nyereségét a 7. ábra mutatja.

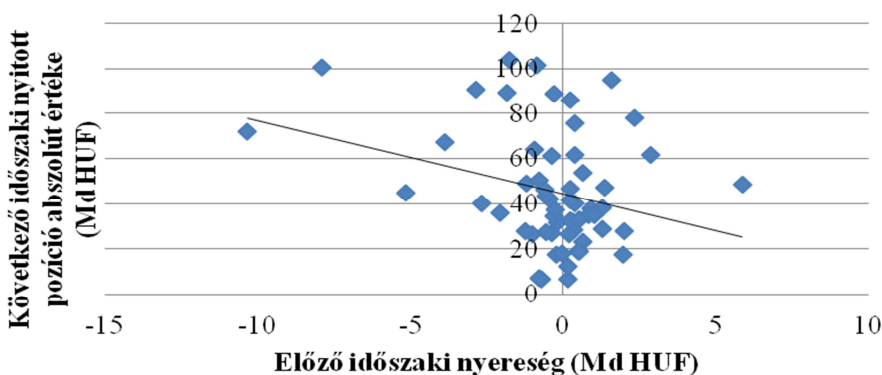


7. ábra. Az ügyfelek becsült nyeresége az egyes hónapokban (Mrd HUF). Forrás: a szerzők (banki adatbázis alapján)

Megállapítható tehát, hogy a vizsgált időszakban voltak kis és nagy nyereségek és veszteségek egyaránt. A következő lépés annak vizsgálata, hogy van-e kapcsolat az előző havi nyereség P_{t-1} és az adott havi kockázatvállalás szintje, vagyis a nettó ügyfélpozíció abszolút értéke $|X_t|$ között⁸.

$$|X_t| = \alpha + \beta P_{t-1} + \varepsilon_t . \quad (7)$$

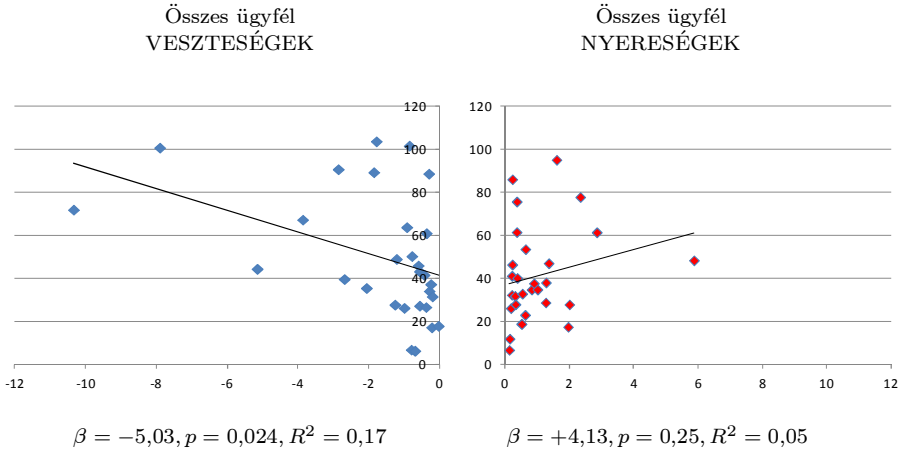
A 8. ábrán látszik, hogy a trendvonal meredeksége negatív, azaz negatív kapcsolat van a két változó között.



8. ábra. Az előző időszaki nyereség P_{t-1} és a nyitott pozíció nagysága $|X_t|$ közötti kapcsolat
Forrás: a szerzők (banki adatbázis alapján)

Megjegyezzük, hogy az $R^2 = 0,09$ viszonylag alacsony, mivel a kockázatvállalást sok más faktor is befolyásolja, azonban a trendvonal meredeksége ($\beta = -3,26$) 97,5%-on szignifikáns. A 8. ábra alapján valószínűsíthető, hogy a nagy veszteségek hatására az ügyfelek hajlamosak elragadtatni magukat, és a következő hónapban nagyobb kockázatot vállalni, míg a másik oldal, vagyis a nyereségek hatása kevésbé szembeötlő, már csak azért is, mert ezen időszak alatt a nyereségek kevésbé voltak kiugrók, mint a veszteségek. A kilátáselmélet fényében érdemes szétválasztani az adatokat és külön felírni a (7) regressziós egyenletet azokra az adatokra, amikor a P_{t-1} pozitív, illetve azokra, amikor negatív, lásd 9. ábra.

⁸Sem a nettó ügyfélpozícióra, sem annak abszolút értékére nem lehetett elvetni az egységgyök-hipotézist.



9. ábra. Az előző időszaki nyereség P_{t-1} és a nyitott pozíció nagysága $|X_t|$ közötti kapcsolat külön nyereségekre és veszteségekre. *Forrás:* a szerzők (banki adatbázis alapján)

A 9. ábra alapján látható, hogy sokkal jobb illeszkedést kapunk, ha külön vizsgáljuk a veszteségek és a nyereségek hatását. A veszteségek esetén a szignifikáns negatív kapcsolat meredekebbé vált, míg nyereségek esetén a kapcsolat pozitív és nem szignifikáns.

Elvégeztük a vizsgálatot külön-külön a vállalati és az intézményi ügyfelekre is. Az eredményeket a 10. ábra szemlélteti.

Megállapítható, hogy mindkét ügyfélszegmensre jellemző a V-alakú kapcsolat, de csak a vállalatokra ad a regresszió-elemzés szignifikáns eredményt – különösen veszteségek esetében. Ha azonban külön-külön is megvizsgáljuk az egyes intézménytípusokat, akkor sok esetben (biztosítók, nyugdíjpénztárak és belföldi pénzügyi közvetítők) hasonlóan szignifikáns eredményt kapunk, mint a vállalatok esetén, lásd 6. táblázat.

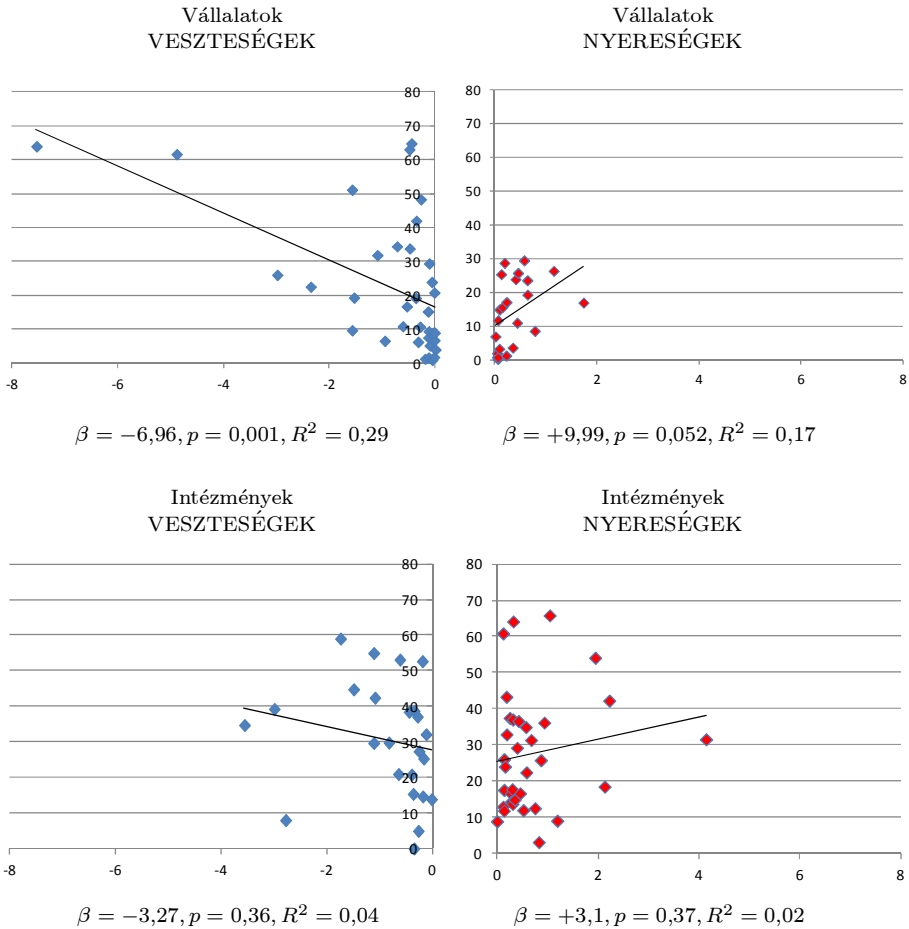
	Veszteség	Nyereség
BIZT	-17,28**	+14,91**
CONS	-0,63	-6,48
KBRO	+3,33	+4,70
NYPT	-9,60*	+11,15**
PKIB	n.a.	+7,24
PKOB	-8,05*	+6,90
PKOE	-4,15	+1,87

*95%-on szignifikáns

**99%-on szignifikáns

6. táblázat. Regressziós együtthatók intézmények esetén
Forrás: a szerzők (banki adatbázis alapján)

Szinte minden ügyfélszegmensben igaz tehát, hogy ha a nyereségek függvényében ábrázoljuk a kockázati kitettséget, akkor V-alakú függvényt kapunk, vagyis a nagyobb veszteségek és a nagyobb nyereségek egyaránt növelik a kockázatvállalási hajlandóságot. Másrésről azonban nyereségek esetén a pozitív kapcsolat általában sokkal gyengébb.



10. ábra. Az előző időszaki nyereség P_{t-1} és a nyitott pozíció nagysága $|X_t|$ közötti kapcsolat külön nyereségekre és veszteségekre, vállalati és intézményi bontásban. *Forrás:* a szerzők (banki adatbázis alapján)

5 Következtetések

Tanulmányunkban egy Magyarországon működő kereskedelmi bank ügyfélkörének (vállalatok és intézmények) tranzakciós adatainak elemeztük a korábbi nyereségeknek és a kockázatvállalás abszolút szintjének a kapcsolatát 2008 és 2012 között, kifejezetten a devizapiacokon, azon belül is a legjelentősebb EUR/HUF devizapárban. Ez az időszak, a válságot követő néhány év, rendkívül hektikus ingadozásokat mutat mind a devizaárfolyam-változás, mind az ügyfélpozíciók tekintetében.

A tranzakciós adatbázis az azonnali és a határidős ügyleteket is tartalmazta. Havi időskálán megbecsültük a teljes ügyfélkör nyereségét, majd ezt összehasonlítottuk a következő hónap kitétségének abszolút értékével. Az eredmények azt mutatják, hogy ezen az adatbázison a korábbi nyereségek

és a kockázatvállalás között speciális V-alakú (veszteségek esetén negatív, nyereségek esetén pozitív) kapcsolat állt fenn.

Az elméleti bevezetőben bemutattuk, hogy a kockázatvállalás útvonal-függősége összetett kérdés, és valójában egészen különböző összefüggések is elképzelhetők, különösen, ha eltérő piacokat, időskálát és befektetőket vizsgálunk. Emlékeztetőül, a 7. táblázatban összefoglaltuk, hogy mi állhat a múltbeli nyereségek és a kockázatvállalás abszolút szintje közötti pozitív, illetve negatív kapcsolat mögött.

	Pozitív kapcsolat		Negatív kapcsolat	
	Veszteség	Nyeresség	Veszteség	Nyeresség
Racionális viselkedés	DARA (pl. CRRA, DRRA) vagyonhasznosság-függvény		teljesítményadatok manipulálása	
	Kelly-stratégia			
Irracionális viselkedés	Minsky-hatás		küszöbérték-hatás	nyereség bebiztosítása
	kígyóharapás-hatás	házipénze-hatás		

7. táblázat. A múltbeli nyereségek és a kockázatvállalás abszolút szintje közötti pozitív, illetve negatív kapcsolat lehetséges elméleti magyarázatai. *Forrás:* a szerzők.

Az empirikus adatok szerint a valóságban a befektetők leginkább CRRA (\Rightarrow DARA) vagyonhasznosság-függvénnyel jellemezhetők, ami egy nagyon erős érv mellett, hogy racionális döntéshozatal esetén arra kell számítanunk, hogy a korábbi nyereségek hatására a kockázatos befektetések százalékos aránya nem változik, de az abszolút nagysága nő. Más logika alapján, de ugyanezt az eredményt kapjuk a Kelly-stratégia szerint is; ami persze nem meglepő, hiszen a Kelly-stratégia valójában megfelel a logaritmikus (tehát egy speciális CRRA) hasznosságfüggvény maximalizálásának. A hasznosságfüggvényből eredő ún. vagyonhatásnak azonban az egész értelmezési tartományon, tehát nyereségek és veszteségek esetén is érvényesülnie kellene, azaz a regressziós függvénynek mindenhol pozitív meredekségűnek kellene lennie.

Másrészről a professzionális befektetők/alapkezelők teljesítményét általában valamilyen hozam/kockázat jellegű mutatóval mérik, és a javadalmasításukat is ehhez kötik. Ilyen esetben az alapkezelők érdekeltté válnak abban, hogy manipulálják a teljesítménymutatót oly módon, hogy az értékelési időszak kezdeti nagy nyereségeit a későbbi kockázatvállalási szint drasztikus csökkentésével felnagyítsák, és fordítva, a kezdeti veszteséget a kockázati szint emelésével elfedjék. Ez a racionális alapon indokolható magatartás tehát a korábbi nyereségek és a kockázati szint közötti negatív kapcsolatot magyarázhatja, melynek szintén meg kellene jelennie a veszteségek/nyereségek teljes tartományán.

A befektetők azonban nem mindig viselkednek racionálisan, döntéseiket sokszor viselkedési heurisztikák határozzák meg. A Minsky-hipotézis szerint a siker (nyereség) megrészegeti a szereplőket, és ennek hatására egyre nagyobb kockázatot vállalnak, míg a veszteség pont fordítva hat. Ezért, ha Minsky-hatás lenne az adatokban, akkor annak szintén a teljes veszteség/nyereség tartományon meg kellene mutatkoznia, mint pozitív összefüggés. Ezt a feltéte-

lezést azonban elvethetjük, mivel az adatokban nem látszik naiv trendkövető viselkedés, márpedig az a Minsky-hatás fontos összetevője.

Megállapítható tehát, hogy az eddig felsorolt (racionális, illetve Minsky) hatások nem igazán alkalmasak a V-alakú kapcsolat magyarázatára, hiszen ezek mindegyike vagy pozitív, vagy negatív, de mindenképpen az egész veszteség/nyereség tartományra kiterjedő stabil összefüggést vetítene előre. Eredményeink sokkal inkább konzisztensek a kilátásmérettel, illetve ehhez kapcsolódóan a kockázatvállalási hajlam négyes mintázatával, miszerint a kis és nagy valószínűségű nyereségek, illetve veszteségek esetén a döntéshozók egészen eltérő módon viselkednek.

Eredményeink alapján – más, a bevezetőben is említett tanulmányokhoz hasonlóan – arra következtethetünk, hogy a viselkedési hatások közül a veszteségek esetén jelentkező küszöbérték-hatás lehetett a legerőteljesebb, különösen néhány kiugró veszteség esetén, míg nyereségek esetén felléphetett a házpénze-hatás. E két hatás önmagában elegendő a V-alak magyarázatára, de azt persze nem zárhatjuk ki, hogy az egész tartományra kiterjedő racionális hatások, illetve a kisebb veszteségek és nyereségek esetén jelentkező egyéb viselkedési torzítások (pl. kigyóharapás, nyereség bebiztosítása) is munkáltak a háttérben. Mindenesetre a befektetők és a szabályozó szempontjából egyaránt fontos kérdés, hogy az adatokban tükröződő irracionális hatások nem ássák-e alá a dinamikus portfóliókezelés hatékonyságát, illetve nem jelentenek-e prociklikussági veszélyt az egész gazdaság számára.

Eredményeinket azonban óvatosan kell kezelni, mivel nem ismerjük az ügyfelek teljes pozícióját, csak azokat az ügyleteket, amelyeket ezzel az egy bankkal kötöttek, és a nyereségeket is csak becsültük. A kapott V-alakot egyéb, általunk nem vizsgált tényezők is magyarázhatják. Lehetséges az is, hogy bizonyos hatások, például a hasznosságfüggvényekből eredő vagyonszerzés, a teljesítményadatok manipulálása vagy a Minsky-hatás nem havi, hanem más időskálákon mutatkozik meg. Ugyanígy érdemes lenne a vizsgálódást elvégezni az egyes ügyfelekre, más piacokra és más időszakokra is.

Irodalom

1. Arrow, K. J. (1965) *Aspects of the Theory of Risk-Bearing*. Yrjö Jahnssonin Säätiö, Helsinki.
2. Arrow, K. J. (1971) The theory of risk aversion, in Arrow, K. J. *Essays in the Theory of Risk-Bearing*, Chap. 3. Markham Publishing Co, Chicago.
3. Benchimol, J. (2014) Risk aversion in the Eurozone. *Research in Economics*, 68(1), 39–56.
4. Berger, A. N.; Udell, G. F. (2004) The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior. *Journal of Financial Intermediation*, 13(4), 458–495.
5. Brown, G.; Crabb, P.; Haushalter, D. (2006) Are firms successful at selective hedging? *The Journal of Business*, 79, 2925–50.
6. Coval, J. D.; Shumway, T. (2005) Do behavioral biases affect prices? *The Journal of Finance*, 60(1), 1–34.

7. Faulkender, M. (2005) Hedging or market timing? Selecting the interest rate exposure of corporate debt, *Journal of Finance*, 60, 931–962.
8. Goetzmann, W.; Ingersoll, J.; Spiegel, M.; Welch, I. (2007) Portfolio performance manipulation and manipulation-proof performance measures. *Review of Financial Studies*, 20(5), 1503–46.
9. Herings, P. J. J.; Kubler, F. (2007) Approximate CAPM when preferences are CRRA. *Computational Economics*, 29, 13–31
10. Kelly, J. L. (1956) A new interpretation of information rate. *Bell System Technical Journal*, 35, 917–926.
11. Mehra, R.; Prescott, E. C. (1985) The equity premium, a puzzle. *Journal of Monetary Economics*, 15, 145–161.
12. Minsky, H. P. (1986): *Stabilizing An Unstable Economy*. Yale Univ. Press.
13. Neumann, J.; Morgenstern, O. (1944) *Theory of Games and Economic Behavior*. Princeton, NJ: Princeton University Press, New Jersey.
14. Palley, T. I. (2009) The limits of Minsky’s financial instability hypothesis as an explanation of the crisis, IMK Working Paper, No. 11/2009.
15. Post, T.; Van den Assem, M. J.; Baltussen, G.; Thaler, R. H. (2008) Deal or no deal? Decision making under risk in a large-payoff game show. *The American Economic Review*, 98(1), 38–71.
16. Pratt, J. W. (1964) Risk Aversion in the Small and in the Large. *Econometrica*, 32(1-2), 122–136.
17. Tversky, A.; Kahneman, D. (1979) Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47, 507–608.
18. Tversky, A.; Kahneman, D. (1992) Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5, 297–323.
19. Varian, H. R. (1992): *Microeconomic Analysis*. W. W. Norton & Company, New York.
20. Walter György (2002): VaR-limitrendszer melletti hozammaximalizálás: a kaszinóhatás, *Közgazdasági Szemle*, 49(3), 212–234.

PATH-DEPENDENT RISK-TAKING. THE RELATIONSHIP BETWEEN
PREVIOUS PROFITS AND THE ABSOLUTE LEVEL OF RISK EXPOSURE
IN THE CASE OF A COMMERCIAL BANK’S CLIENT PORTFOLIO

First, we summarized the literature about the possible relationship between precedent profits and risk taking. Then, we examined the behavior of the corporate and institutional clients of a Hungarian commercial bank, and analyzed at a monthly scale to what extent the absolute level of the risk exposures in EUR/HUF between 2008 and 2012 can be explained by the estimated profits/losses of the clients in the previous period. We found that previous losses were in significant negative relationship with the risk exposure of the next period, while previous profits were weakly positively correlated to it. This V-shape structure is consistent with the prospect theory, especially with the break-even and the house money effects. As irrational behavioral effects destroy value both at individual and social levels, investors and regulators should pay attention to these symptoms.

Journal of economic literature code: G02, G11. *Keywords:* corporate risk management, behavioral finance, break-even effect, house money effect.