

**Gábos András – Janky Béla:  
Önkéntes átlépés a magánnyugdíj-pénztárakba**

(elektronikus verzió, készült 2006-ban)

A tanulmány eredetileg nyomtatásban megjelent:  
Gábos András – Janky Béla (2000): „Önkéntes átlépés a  
magánnyugdíj-pénztárakba” in: *Társadalmi riport 2000*,  
Kolosi Tamás, Tóth István György, Vukovich György (szerk.).  
Budapest: TÁRKI, Pp. 493–519.



## Önkéntes átlépés a magánnyugdíj-pénztárakba\*

Gábos András – Janky Béla

### 1. Bevezetés

1998. január elsejével kezdődött és 1999. augusztus 31-ével zárult le a magánnyugdíj-pénztárakba történő átlépés lehetősége. A kötelezően fizetendő járulékok visszairányítása a tisztán felosztó-kirovó rendszerbe még ez évben lehetséges, azonban az önkéntes átlépők számában és összetételében már nagy változás nem várható. A pályájukat kezdő fiatalok már kötelező jelleggel választanak magánpénztárt maguknak. Az átlépési időszak során az új rendszert választók száma meghaladta az előzetes várakozásokat annak dacára, hogy időközben az átlépettek számára kedvezőtlenül változott a befizetéssel kapcsolatos jogszabályi környezet. A magánnyugdíj-pénztári tagok száma már 1998 júliusára elérte az egymillió főt, az önkéntes átlépés határidejének lejártakor pedig a taglétszám megközelítette a kétmillió főt. A legfrissebb adatok szerint 2000 februárjában 2 millió 77 ezer járulékfizető tartozott valamelyik magánnyugdíj-pénztárhoz.<sup>1</sup>

A TÁRKI több vizsgálatában foglalkozott a magánnyugdíj-pénztárak tag-ságával. Ebben a tanulmányban elsősorban az évente ismétlődő TÁRKI Ház-tartás Monitor-felvétel 1999-es adataira támaszkodunk.<sup>2</sup> Az említett adatfelvétele alapján végezhető pénztártag-létszámbecslés eredménye közel áll a Pénztárfelügyelet által közölt adatokhoz, és a minta jól reprezentálja az átlépett, illetve a régi társadalombiztosítási rendszerben maradt népességet.

A Monitor adatfelvételének tanúbizonysága szerint tavaly tavasszal a 18 éves és idősebb, nem nyugdíjas népesség 28%-a volt tagja valamelyik kötelező magánnyugdíj-pénztárnak. A nem nyugdíjas és nem pénztártag felnőttek 12%-a állította a megkérdezés során, hogy határozottan szándékában áll az új rendszerbe való átlépés. További 6% nyilatkozott úgy, hogy fontolgatja ezt.

---

\* A szerzők köszönettel tartoznak Gál Róbertnek a tanulmány egy korábbi változatához fűzött megjegyzéseiért.

<sup>1</sup> A taglétszámra vonatkozó adatok forrásai a Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyelete (korábban Állami Pénztárfelügyelet) közlései: AP (1999), PSZÁF (2000).

<sup>2</sup> Az 1998-as adatok elemzéséhez lásd: Gál (1999), az 1999-es minta egy korábbi feldolgozásához pedig: Janky (2000).

Az új rendszerbe került járulékfizetők között csekély azok száma, akik a visszalépést fontolgatták tavaly tavasszal. Arányuk a tagok 3%-át sem éri el.

Az átlépésben nem egyformán voltak érdekeltek a különböző korú és foglalkozású állampolgárok. Emellett nem mindenki számára volt egyformán könnyű a szükséges információk megszerzése és az átlépési procedúra végig vitele. Ennek következtében egymástól jól megkülönböztethetők azon társadalmi csoportok, melyek tagjai kisebb illetve nagyobb eséllyel döntöttek az átlépés mellett. Az alábbi tanulmány azt vizsgálja, hogy milyen tényezők játszottak szerepet az egyének átlépésről hozott döntésében, azaz miben különböznek egymástól az új rendszert választók és a régiben maradtak.

Az elemzés során a döntést meghatározó tényezők két nagyobb csoportját különítjük el. Egyrészt az átlépésre ható egyéni sajátosságokról fogunk beszélni, másrészt a döntés előtt állók közvetlen társadalmi környezetének választást befolyásoló jellegzetességeit vizsgáljuk. Feltevéseink szerint az egyéni sajátosságok közül a döntést komolyan befolyásolta hogy a döntési helyzetben lévő egyén a) milyen élet- és karrierkilátásokkal rendelkezik, azaz milyen, objektíve értékelhető érdekeltisége van az átlépésben. Másrészt az, b) hogyan értékeli jövőjét, mennyire tekint előre, és milyen optimistán ítéli meg lehetőségeit. Emellett hatással van az átlépési esélyre az is, c) hogyan tudja az egyén becsatornázni azokat az információkat, melyek alapján a döntését meg tudja hozni. Az egyén társadalmi környezetéből egyrésztől a munkahely szerepét emeljük ki, másrészt a család és a barátok, ismerősök hatását vizsgáljuk. Hipotéziseink szerint a magánnyugdíj-pénztárakba történő belépés fontos meghatározó tényezője volt, hogy a munkahely maga ösztönözte-e a különböző nyugdíjcélú megtakarításokat, illetve, hogy folyt-e szervezési munka az adott cégnél. Úgy gondoljuk, hogy a döntés meghozatalához szükséges információszerzésben és a döntés megerősítésében szerepet játszhatott a családi és ismerősi kör is. Feltételezésünk szerint az információszerzés szempontjából az sem volt közömbös, hogy milyen lakóhelyi környezetbe ágyazódott be a döntés előtt álló egyén.

Az alábbiakban elsőként előzetes hipotéziseinket ismertetjük. Ezután egyszerű kétváltozós elemzésben vizsgáljuk az egyéni sajátosságok és a környezeti tényezők szerepét az átlépésben. Végül egy regressziós modell segítségével próbáljuk megbecsülni az egyes feltételezett befolyásoló tényezők önálló hatását.

## *2. A döntést befolyásoló tényezők – hipotézisek*

Ahogy a bevezetőben említettük, előzetesen az átlépésben szerepet játszó tényezők két nagyobb csoportját különítettük el: az egyéni jellegzetességeket valamint a környezeti hatásokat. Az egyéni sajátosságokon belül az érdekelt-

séget, az attitűdöket valamint a tájékozottságot határoztuk meg lényegi faktorként. A környezeti hatások közül a munkahely, a lakóhely és a család szerepét emeltük ki. Az alábbiakban részletesebben tárgyaljuk az egyes feltételezett hatótényezőket.

## 2.1. Egyéni sajátosságok

Az új rendszerbe való átlépés nem éri meg mindenkinek. Azoknak, akiknek az évek során meredekebben emelkedik fizetése, és akik még várhatóan sokáig fognak dolgozni, nagyobb eséllyel érte meg átlépni. Azt feltételezzük, hogy az emberek jelentős része komolyan számításba vette a két rendszerben várható kifizetéseinek különbségét, mielőtt átlépésről vagy éppen maradásról döntött volna. Nem állítjuk azt, hogy a várható hasznok figyelembe vétele mindig vagy akár a tipikus esetben pontos kalkuláció révén történt. Azt mondjuk, hogy valamilyen módon felhasználták azokat az információkat, melyek az életpályájukat érintő, a várható hasznokat meghatározó sajátosságaikról rendelkezésre álltak. A két rendszerbeli kifizetések közötti különbségeket meghatározó változók közé soroljuk többek között az átlépésről döntő egyén életkorát, fizetési szintjét, valamint jövedelmének (pl. iskolai végzettségtől is függő) várható emelkedését.

A szóban forgó két döntési alternatíva hasznai nem kalkulálhatóak biztos kifizetések alapján. Számos bizonytalanság rejlik egyrészt az egyén életpályájában, másrészt a magánpénztárak gazdálkodásában, valamint a társadalombiztosítás kifizetéseit (és a magánbefizetések lehetőségeit) meghatározó szabályozásban. Az emberek között nagy különbségeket találhatunk a tekintetben, hogy mennyire érzékenyek a bizonytalanságra. Emellett a múltban szerzett tapasztalatok, ezek alapján képzett vélekedések nagyban befolyásolják, hogy milyen elképzeléseket alakítanak ki a döntéshozók az egyes alternatívák esetén bekövetkező kedvező és kedvezőtlen jelenségekről. Úgy véljük, hogy az átlépésről döntők viszonya kockázathoz, saját jövőjükkel kapcsolatos optimizmusuk (vagy pesszimizmusuk) mértéke, valamint különféle intézményekbe vetett bizalmuk befolyásolja azt, hogy az érdekeltységüket meghatározó tényezőkről rendelkezésre álló információkat hogyan értékelik. Mindemellett az emberek nem egyformán ítélik meg a jövő fontosságát, és különböző mértékben képesek távlatokban gondolkodni, illetve távlatokban érvényesülő érdekeknek megfelelően cselekedni. A nyugdíjjal kapcsolatos döntések sokszor csak több évtized távlatában éreztetik hatásukat. A kockázattal szembeni attitűd, az optimizmus és az intézményekbe vetett bizalom mellett a távlati gondolkodás is szerepet játszik a magánpénztárakkal kapcsolatos egyéni döntésben.

Az emberek egy része teljes mértékben tájékozatlan, mielőtt informálódni

indul, míg mások tisztában vannak legalább azzal, milyen tényezőkre kell figyelniük, amikor az átlépésről döntenek, illetve amikor pénztárat választanak. Az előzetes tájékozottság mértéke befolyásolja az információ-keresés költségeit. Ezen keresztül az előzetes informáltság hatással van a döntésre is, hiszen kevésbé tájékozott emberek számára nagyobb költséggel jár a döntéshez szükséges ismeretekhez történő hozzájutás. Azt gondoljuk, hogy nem csupán a nyugdíjrendszerrel kapcsolatos konkrét információk előzetes megléte befolyásolja a tranzakciós költségeket. A világról való általános tájékozottság, az információ-szerzésben szerzett gyakorlat fokozza a nyugdíjrendszerekről történő tájékozódás hatékonyságát is. Tehát nem csupán a konkrét ismeretek, de maga az általános tájékozottság is csökkenti az informálódás költségeit, és növeli az érdekeknek megfelelő döntés esélyeit.

## 2.2. Környezeti tényezők

Az információk megszerzése és a szerződéskötés procedúrája különböző mértékű fáradozással járhat együtt. Egyes munkahelyeken valamely munkatárs foglalkozik szervezéssel vagy könnyen elérhető néhány pénztár szervezője. Van, ahol maga a munkáltató szorgalmazza az átlépést. Maga nyújt információkat és az adminisztrációt is leegyszerűsíti. Máshol ilyen lehetőség nincs. Az érdeklődőnek sorra kell járnia a pénztárakat megfelelő információkért, a szerződési feltételekért, esetleg majd a kiválasztott pénztár képviselője jön házhoz. Előfeltevésünk szerint a döntésekben szerepet játszott az, hogy milyen lehetőségeket nyújtott a munkahely az egyes pénztárakról elérhető információk beszerzésére és a szerződés megkötésére.

Az átlépéssel kapcsolatos információkhoz családi, ismerősi körön keresztül is hozzá lehetett jutni. Azok körében, akik maguk nem dolgoznak, vagy az átlépésben kevés segítséget nyújtó munkahelyük van, különös jelentőséggel bírhat, hogy a háztartás többi tagjai és más ismerősök milyen információkhoz jutottak a kérdéssel kapcsolatban. Azt gondoljuk, hogy akiknek háztartásában volt pénztártag, azok maguk is nagyobb eséllyel vették fontolóra az átlépést.

Korábbi empirikus tapasztalatok és bizonyos elméleti megfontolások arra utalnak, hogy a lakóhelyi környezet szintén szerepet játszik az elérhető információk mennyiségében. Kisebb településeken, különösen olyan helyeken, ahol kevés alkalmazó van, kevesebb eséllyel juthat új információhoz az az egyén, akinek munkahelyén vagy családjában nem sikerült megfelelő ismereteket szerezni az átlépés lehetőségeivel és következményeivel kapcsolatban. Ugyanakkor Csaba–Gál (1997), és Gál (1999) nyomán feltesszük, hogy túl nagyméretű piacon a döntés előtt álló egyénhez eljutó információk zajosabbak, ellentmondásosabbak, és egy határon túl a bizonytalanságot növelik. A lakóhely méretének

növekedésével tehát egy bizonyos településnagyság után csökken az átlépők aránya.

### 3. Az egyéni sajátosságok szerepe

#### 3.1. A szocio-ökonómiai háttérváltozók kapcsolata az átlépési döntéssel

Az életkor, az iskolázottság és néhány más társadalmi háttérváltozó az egyének átlépésben való érdekelttségével éppúgy kapcsolatban állhat, mint attitűdjeikkel vagy tájékozottságukkal. Nincs módunk arra, hogy az egyes megkérdezettek esetében jelentkező várható hasznokat és költségeket közvetlenül felmérjük, ugyanakkor a felmérés adatai alapján ismereteket szerezhetünk a kérdezettek attitűdjeiről és tájékozottságáról. Ezért a társadalmi háttérváltozók szerepét elsősorban az egyéni érdekelttséggel kapcsolatban tárgyaljuk, és külön alfejezeteket szánunk az attitűdök és a tájékozottság szerepének.

Az átlépés lehetséges hasznait meghatározó tényezők között van a járulékfizető kereseti görbéjének időbeni alakulása és a várhatóan munkában töltendő évek száma. Minél meredekebben nő valakinek a fizetése, annál nagyobb az ösztönző az új rendszerbe történő átlépésre. Ugyanígy, minél hosszabb ideig tud valaki felhalmozni a pénztári számláján, annál jobban megéri pénztártaggá válni.

A fentiek alapján várható, hogy a fiatalok magasabb arányban léptek át, mint az idősebbek. Az is feltételezhető, hogy az életpálya során meredekebb kereset-növekedési esélyeket kínáló, magasabb végzettséget követelő foglalkozási csoportokban többen léptek át. A magasabb jövedelem jelzője lehet a perspektivikusabb életpálya-jövedelem profilnak. Így a nagyobb keresetűek körében magasabb átlépési arányra számíthatunk. Mindemellet a rövidebb munkahelyi pályafutással rendelkező nők körében *ceteris paribus* kisebb az ösztönzés a váltásra.

1. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya az egyes korosztályok nem nyugdíjas népességének százalékában*

Korosztályok	Nem tag	Tag	Esetszám
18–29	70,7	29,3	729
30–39	60,1	39,9	602
40–49	75,8	24,2	567
50–59	88,2	11,8	313
60–X	(86,0)	(14,0)	(11)
<i>Összesen</i>	<i>71,7</i>	<i>28,3</i>	<i>2222</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 87,85.

A 40 évesnél fiatalabbak között – várakozásainknak megfelelően – nagyobb arányban vannak pénztártagok, mint a 40–59 éves (nem nyugdíjas) népességben. Az elemzett 18–39 évesek 34%-a lépett át 1999 márciusáig<sup>3</sup> valamely magánnyugdíj-pénztárba, míg a 40–59 évesek 20%-a tette meg ugyanezt (1. táblázat). Ugyanakkor az adatfelvétel időpontjáig a 30 éven aluliak kisebb arányban döntöttek a váltás mellett, mint a harmincasok. Az utóbbiak 40%-os átlépési arányával szemben csupán 29%-uk volt tagja az új rendszernek. Az érdekeltség hiánya a 40 éven fölüliek között már jobban érzékelhető. Az 50 feletti (nem nyugdíjas) válaszolók között már csak feleakkora arányban találunk pénztártagokat, mint a 40–49 évesek körében.

2. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya a főállásban a kérdezés időpontjában dolgozó, illetve nem dolgozó nem nyugdíjas népesség százalékában*

Főállásban...	Nem tag	Tag	Esetszám
Nem dolgozik	91,2	8,8	724
Dolgozik	62,3	37,7	1498
<i>Összesen</i>	<i>71,7</i>	<i>28,3</i>	<i>2222</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 201,29

Ha összevetjük a főállással rendelkező dolgozók és a főállású vállalkozók körében tapasztalható átlépési arányokat a többi, nem nyugdíjas állampolgárra jellemző átlépési hajlandósággal, nagy különbséget fogunk találni (2. táblázat). Az imént körülhatárolt dolgozói csoport 37,7%-a tagja valamely magánnyugdíj-pénztárnak, míg a nem nyugdíjas népesség éppen nem dolgozó csoportjaiban 8,8% a pénztártagok aránya. Amennyiben a korosztályi elemzést leszűkítjük a főállásban dolgozó alkalmazottak és vállalkozók vizsgálatára, az előbb bemutatottól némileg eltérő eredményekre juthatunk (3. táblázat). A 40 évesnél fiatalabb dolgozók valamivel több, mint fele lépett át tavaly márciusig valamilyen pénztárba, míg a náluk idősebb alkalmazottak és vállalkozók alig negyede tette meg ugyanezt. Ha csak a dolgozókat vesszük figyelembe, nem magasabb a harmincasok körében az átlépések aránya, mint a 18–29 évesek között. Sőt, az általunk elemzett mintában a huszonévesek körében kicsivel több átlépőt regisztrálhattunk, mint a harmincas éveikben járók között. Annak, hogy a teljes nem nyugdíjas népességet alapul véve kisebb a legfiatalabbak között a belépési arány, mint a harminc és negyven év közöttieknél, valószínűleg az az oka, hogy a huszonévesek körében többen tanulnak, vannak gyesen, és a munkanélküliek is nagyobb arányban fordulnak elő közöttük.

<sup>3</sup> Az adatfelvétel áprilisban és májusban zajlott. Némi pontatlansággal az áprilisban már tag járulékfizetőkről beszélünk, azaz azokról, akik márciusig meghozták átlépési döntésüket.

3. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya a munkával rendelkező, különböző korú, nem nyugdíjas népesség százalékában*

Korosztályok	Nem tag	Tag	Esetszám
18–29	45,4	54,6	330
30–39	51,1	48,9	451
40–49	71,7	28,3	455
50–59	86,4	13,6	256
60–X	(73,4)	(26,6)	(6)
<i>Összesen</i>	<i>62,3</i>	<i>37,7</i>	<i>1498</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 144,78

A magánnyugdíj-pénztárak tagjainak átlagos éves személyi jövedelme 561 ezer forint (az összeg az összes becsült jövedelmet tartalmazza, nem csupán a járulékköteles részt). A nem tag, de nem nyugdíjas felnőtt állampolgárok átlagos éves személyes jövedelme a felmérés becslése szerint 388 ezer forint. Az összes felnőtt körében a jövedelem szerinti legfelső ötödbe tartozók közül a nem nyugdíjasok 39%-a lépett át az új rendszerbe tavaszig. A legelső ötödben 8% ez az arány. Amennyiben csak a dolgozókat vesszük figyelembe, az imént vázolt különbségek lényegében eltűnnek. A főállású keresők különböző jövedelmi csoportjaiban egyaránt 35–40% között mozog az átlépettek aránya. Látnunk kell azonban, hogy miközben egy zavaró tényező (az aktivitás) hatását kiszűrtük, fokoztuk egy másik sajátosság torzító befolyását. Az átlépésben kevésbé érdekelt idősebbek ugyanis átlagban többet keresnek, mint a fiatalok. Az életkor-hatás eltüntethette a jövedelem valós befolyását.

4. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya a különböző iskolai végzettségű, nem nyugdíjas népesség százalékában*

Iskolai végzettség	Nem tag	Tag	Esetszám
Kevesebb, mint érettségi	75,5	24,5	1203
Érettségi	68,8	31,2	717
Felsőfokú	63,1	36,9	301
<i>Összesen</i>	<i>71,7</i>	<i>28,3</i>	<i>2221</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 22,63.



A magasabb iskolai végzettséggel rendelkező emberek nagyobb arányban lettek tagjai magánnyugdíj-pénztáraknak, azonban az egyes végzettségi szintek közötti különbség nem drámai mértékű (4. táblázat). A diplomások 37%-a lépett át, az érettségizettek 31%-a tette meg ugyanezt, míg az érettségivel nem rendelkezők 24%-a hozott márciusig ilyen döntést. A dolgozók körében ugyanakkor eltűnnek azok a különbségek, melyek a teljes felnőtt, nem nyugdíjas populáció átlépési arányszámait jellemezték a vizsgált változó szempontjából.

5. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya a különböző foglalkozású nem nyugdíjas népesség százalékában*

Foglalkozás	Nem tag	Tag	Esetszám
Gazdálkodó	(97,6)	(2,4)	(37)
Iparos	(78,3)	(21,7)	(30)
Kereskedő	78,2	21,8	53
Szolgáltató	76,4	23,6	95
Szellemi szabadfogl.	(71,0)	(29,0)	(14)
Felső vezető	(56,0)	(44,0)	(35)
Középszintű vezető	(56,6)	(43,4)	(46)
Alsó vezető	(53,5)	(46,5)	(25)
Közvetlen term. irányító	(61,2)	(38,8)	(40)
Diplomás	57,3	42,7	123
Egyéb szellemi	60,5	39,5	332
Szakt munkás	67,4	32,6	524
Betanított munkás	67,7	32,3	380
Segéd munkás	85,3	14,7	140
Mezőgazdasági fizikai	78,5	21,5	72
<i>Összesen</i>	<i>68,1</i>	<i>31,9</i>	<i>1944</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 22,63. Az alacsony esetszámú foglalkozási csoportok megoszlásai zárójelben szerepelnek.

Nem találhatunk általánosan érvényesülő tendenciát arra, hogy a perspektívusabb jövedelmi kilátásokkal rendelkező foglalkozási csoportok (itt nem a jövedelem szintjére, hanem elsősorban annak időbeni alakulására gondolunk) nagyobb átlépési hajlandósággal jellemezhetők (5. táblázat). A közép- és felsővezetők körében elég magas, 50%-hoz közeli átlépési arányt regisztráltunk, néhány egyéb foglalkozás esetén, mint pl. a kereskedők, iparosok, segédmunkások, ennek felét jegyezhetjük fel. Mindazonáltal e különbségek értékelésekor nem vonatkozathatunk el az esetleges jövedelmi hatástól. Vélhetően azonos jövedelmi kategóriákba tartozó foglalkozások esetén ugyanis nem találtunk különbséget a meredekebb jövedelemnövekedési-pályával jellemezhető foglalkozások és a nagyobb állandóságot mutató állások között. Így például nincs különbség a szakt munkások és a betanított munkások körében tapasztalt átlépési

arányokban, mint ahogy a beosztott diplomások, de még a vezetők átlépési rátája sem tér el lényegesen a beosztott szellemi dolgozók körében tapasztalható pénztársági aránytól.

6. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya a nem nyugdíjas férfiak és nők körében*

Kérdezett neme	Nem tag	Tag	Esetszám
Férfi	74,2	25,8	1111
Nő	69,1	30,9	1110
<i>Összesen</i>	<i>71,7</i>	<i>28,3</i>	<i>2222</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 7,05.

A nők körében az átlépettek aránya 31% volt márciusban, míg a férfiak között 26% (6. táblázat). A különbség nem jelentős ugyan, ám eltérő irányú, mint ahogy előzetes feltevéseink alapján vártuk. A nagyjából kétezer fős mintában tapasztalható eltérés a teszteredmények szerint nem írható a mintavételi véletlen számlájára. A dolgozók között is megvan a nemek közötti különbség. A munkában álló nők 42%-a lépett már át az új rendszerbe, ám a férfiaknak csak 34%-a döntött így tavaly márciusig. A férfiak és nők eltérő aránya a különböző típusú munkahelyeken esetleg megmagyarázhatja az itt vázolt különbségeket.

A magukat rossz egészségi állapotúnak ítélik kisebb arányban léptek át magánnyugdíj-pénztárakba. Azonban a kevésbé egészségesek nyilvánvalóan az idősebb korosztályokból kerültek ki. A saját korosztályukhoz való értékelést alapul véve szintén azt tapasztalhatjuk, hogy a magukat betegnek érzők kisebb arányban vannak jelen az új rendszerben. Ez megegyezik várakozásainkkal. Amennyiben csak a dolgozókat vesszük alapul, az eltérő egészségi állapotú csoportok közötti különbségek már nem olyan nagyok, statisztikai értelemben nem is szignifikánsak.

Az érdekeltséget meghatározó változók közül a könnyen és egyértelműen mérhetőek esetében megtaláltuk az előzetesen feltételezett összefüggést az érdekeltség és az átlépési hajlandóság között. Az elemi vizsgálatok eredményei arra utalnak, hogy az objektív érdekek fontos szerepet játszottak abban, hogy valaki milyen döntést hozott nyugdíjjárulékának átirányításával kapcsolatban. Nem sikerült azonban kimutatni a feltételezett összefüggéseket a foglalkozások jellege és az átlépés között. Mégsem állíthatjuk teljes biztonsággal, hogy a foglalkozások életpálya-jövedelmet és más tényezőket meghatározó sajátosságai nem játszanak szerepet az egyéni döntésekben. Inkább mérési lehetőségeink korlátai okozhatták a tapasztalt eredményeket.

### 3.2. Megtakarítási magatartás és az attitűdök

A megtakarítási magatartás jelzésként szolgálhat az egyének időpreferenciáival kapcsolatban. Minél több forrást fordít valaki felhalmozásra, annál magasabbra értékeli *ceteris paribus* a jövőt a jelenhez képest. Ebből következően a nagyobb megtakarítási hajlandósággal rendelkezők komolyabban veszik az átlépéssel kapcsolatos döntést. Továbbá várható, hogy a fiatalok körében, ahol a nagy többség számára megéri átlépni az új rendszerbe, a nagyobb takarékoskodási hajlandósággal rendelkezők nagyobb arányban lesznek magánpénztárak tagjai.

A nagyobb beruházásokra, illetve nem alapvető fogyasztásra való takarékoskodás összefüggésben van a magánnyugdíj-pénztári tagsággal. Azonban az élet váratlan és várható, nem mindig örömteli eseményeinek (betegség, temetés, munkanélküliség stb.) „túlélése” céljából történő felhalmozás nem implikálja a pénztári taggá válás nagyobb esélyét. A nyugdíjcélú takarékoskodás esetében kimutatható, hogy a megtakarítók (vagy arra törekvők) nagyobb eséllyel léptek át az új rendszerbe. Minden száz, nyugdíjas korára spóroló (még nem nyugdíjas) megkérdezettből 38 már átlépett az új rendszerbe múlt év márciusáig. Az ilyen irányú megtakarítási szándékokról nem beszámoló válaszolók 28%-a vallotta magát magánnyugdíj-pénztár tagjának. A legfiatalabb, legfeljebb 29 éves felnőttek korcsoportjában a takarékoskodók és nem takarékoskodók közötti különbség az átlépési rátában az összesített adatokhoz hasonlóan 10 százalékpontos. Meglepő, hogy míg a harmincas éveikben járók között nem találhatunk különbséget az időskorra készülők és nem készülők átlépési aránya között, addig a 40–49 évesek körében az öregségre gondolók kétszer akkora arányban lettek magánpénztári tagok, mint a kevésbé előretekintő állampolgárok. Ebben a korosztályban az előbbi csoport 35%-a lépett át márciusig, míg az utóbbi, nem takarékoskodó réteg 17%-a tette meg ugyanezt. Várakozásaink szerint fiatalabb korban erősebben kellene hatnia a nyugdíjra figyelésnek az átlépési döntésre. Az idősebbek körében a kisebb érdekeltség miatt a nyugdíjra készülésnek kisebb eséllyel lehet eszköze a kötelező járulék egy részének magánpénztárba irányítása.

A befektetési magatartás hasonló módon jelezheti az egyének hozzáállását, mint az imént ismertetett megtakarítási tevékenység. Emellett az adatokból közvetett képet kaphatunk a válaszoló pénzügyi intézményekbe fektetett bizalmának mértékéről is. Járulékuk egy részét feltehetően azok irányítják szívesebben a magánpénztárak felé, akik bíznak a pénzügyi intézményekben. A biztosítások vizsgálatának hasonló megfontolásokból lehet jelentősége.

A befektetéseket tekintve kimutatható, hogy azok, akiknek befektetési jegyük, kötvényük, részvényük vagy más értékpapírjuk van, nagyobb arányban tagjai valamely magánnyugdíj-pénztárnak. Azonban ez nem minden befekte-

tési típusra igaz, emellett nem lehet eltekinteni a befektetések ténye mögött álló jövedelmi hatástól.

7. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya az életbiztosítással rendelkező és nem rendelkező, nem nyugdíjas népesség százalékában*

Életbiztosítása	Nem tag	Tag	Esetszám
Nincs	76,2	23,8	1591
Van	60,3	39,7	630
<i>Összesen</i>	<i>71,7</i>	<i>28,3</i>	<i>2222</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 55,9.

Az egészségbiztosítással rendelkezők közel fele tagja valamely magánnyugdíj-pénztárnak. A többi nem nyugdíjas felnőtt 27%-áról mondható el ugyanez. Az előzőnél szélesebb körben kötött életbiztosítás ugyanilyen erős összefüggést mutat az átlépési döntéssel. Az életbiztosítást kötött válaszolók 40%-a volt márciusban az új rendszer tagja, míg a többieknek csupán 24%-a mondhatta el ezt magáról (7. táblázat). A hagyományosabb biztosítási formák esetében, mint pl. a lakásbiztosítás vagy a CASCO, nem találhatunk különbséget a biztosítottak és a többiek átlépési arányszámaiban. Az egészségbiztosítás esetében egyenletes a különbség a biztosítottak és nem biztosítottak tagsági aránya között minden korosztályban. Az életbiztosítások esetében azonban megtalálhatjuk a hipotézisünknek megfelelő tendenciát: a fiatalabbak között nagyobb az eltérés a biztosítottak és nem biztosítottak átlépési arányában, mint az idősebbek között. Az életbiztosítással rendelkező, harminc évesnél fiatalabb válaszadók fele átlépett az új rendszerbe. A többi fiatal negyede tette meg ugyanezt. A 30–39 évesek között a biztosítottaknak ugyancsak a fele vált taggá a kérdéses időpontjáig. A nem biztosítottak harmada lépett át ebben a korosztályban. A 40–49 évesek között az életbiztosítással rendelkezők 32%-a, a nem rendelkezők 20%-a volt magánpénztári tag.

A Monitor-felvétel során közvetlen módon is rákérdeztünk arra, hogy miképpen készülnek a válaszolók nyugdíjas éveikre. Akik többet gondolkodnak nyugdíjas korukról, vélhetően jobban odafigyelnek kötelező járulékok megfelelő kezelésére is. Elsősorban azt feltételezzük, hogy a nagy átlépési érdekkel jellemezhető fiatalok között mutat jelentős pozitív összefüggést a nyugdíjra való felkészülés ténye és a magánnyugdíj-pénztári tagság esélye.

Azok, akik bevallásuk szerint sehogy sem készülnek nyugdíjas korukra, alacsonyabb arányban választották az új rendszert. A felkészülést tekintve is megfigyelhetjük azt a tendenciát, hogy a fiatalok között némileg erősebb az összefüggés a felkészülés ténye és a magánpénztári tagság között. Bár a huszonevesek és a harmincévesek viszonylatában ezt nem mondhatjuk ki

egyértelműen. A negyven évesnél fiatalabbak korosztályai és a 40–49 évesek összevetésében azonban kimutatható, hogy a készülő és nem készülő átlépési aránya között meglévő különbség az idősebbek körében kisebb.

Feltevéseink szerint, akik otthon tartják megtakarításaikat, azok bizalmas csekély a pénzügyi intézményekben. Ezek alapján körükben kevesebb nyugdíjpénztár-tagot feltételeztünk. Hipotézisünket nem erősítették meg az adatok. A felmérés során a tények mellett rákérdeztünk arra is, hogy a válaszolók szerint milyen formában szerencsés tartani a megtakarított pénzt a megkérdezett szerint. Az eredmények alapján csak nagyon enyhe kapcsolat mutatható ki a befektetési formák megítélése és a pénztári tagság között.

Úgy gondoljuk, hogy a status quo-hoz való ragaszkodás csökkentti annak esélyét, hogy valaki akár részben is kilépjen a társadalombiztosítás jelenlegi rendszeréből. Az adatok arra utalnak, hogy akik szívesebben próbálnak ki általában új dolgokat, csekély mértékben nagyobb eséllyel váltak pénztártaggá. A fiatalabbak között nem található eltérés az új iránt fogékony és a többi felnőtt átlépési arányában. Az 40 évesnél idősebbek körében azonban jobban érezhető, hogy az új iránt érdeklődőbb emberek nagyobb eséllyel döntöttek úgy, hogy kilépnek a tisztán a hagyományos társadalombiztosításra épülő rendszerből.

A családjuk és az ország közeli jövőjét optimistábban megítélők nem mutatnak nagyobb hajlandóságot arra, hogy átlépjenek az új nyugdíjrendszerbe. Ez ellentmond előfeltevéseinknek.

A fent ismertetett adatokból kitűnik, hogy a nyugdíjpénztári tagok az előrelátóbb emberek közül kerülnek ki. Azok, akik készülnek nyugdíjas éveikre, nagyobb eséllyel léptek át az új rendszerbe. A megtakarításra hajlamosabb emberek nagyobb eséllyel váltak pénztártaggá. Az optimizmus ellenben nincs érdemi összefüggésben azzal, ki lesz pénztári tag és ki nem.<sup>4</sup>

### 3.3. Tájékozottság

Mind a konkrét, nyugdíjrendszerrel kapcsolatos, mind az általános tájékozottság szerepét igen fontosnak tartjuk. Feltételezésünk az, hogy a tömegtájékoztatást jobban figyelő emberek a nyugdíjrendszerrel kapcsolatban és általában is tájékozottabbak. Úgy véljük, hogy aki tájékozottabb, nagyobb valószínűséggel cselekszik érdekeltiségének megfelelően, azaz akkor és csak akkor lép át, ha ez megéri neki. Elsősorban a fiatalabb generációk körében várjuk, hogy a tömegtájékoztatás követése megnöveli az átlépés esélyét. Az

---

<sup>4</sup> Ez ellentétben áll az előző évi, a korai belépőket vizsgáló felmérés eredményeivel (lásd Gál, 1999).

újságolvasásra és a legtöbb közérdekű információt nyújtó Kossuth Rádió hallgatására kérdeztünk rá a kérdőívben.

8. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya az újságot gyakrabban és kevésbé gyakran olvasó, nem nyugdíjas népesség százalékában*

Újságot olvas	Nem tag	Tag	Esetszám
Rendszeresen	69,5	30,5	1373
Alkalomszerűen	73,5	26,5	727
Egyáltalán nem	85,0	15,0	118
<i>Összesen</i>	<i>71,6</i>	<i>28,4</i>	<i>2218</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 14,58.

A rendszeresen újságot olvasók 30%-a lépett át az új rendszerbe tavaly márciusig (8. táblázat). Az alkalomszerűen újságot vásárlók 26%-a, az írott sajtót egyáltalán nem követők 15%-a tette meg ugyanezt. Figyelembe véve, hogy azok, akik egyáltalán nem olvasnak újságot, csupán a népesség mintegy huszadát teszik ki, a tájékozottabb és kevésbé tájékozott emberek közötti különbség az átlépés tekintetében nem jelentős. A feltett kérdés valószínűleg túl általános, és ilyen formában nem tesz különbséget a tájékozott és kevésbé tájékozott emberek között.

A legtöbb hírműsort és közérdekű tájékoztató jellegű programot a Kossuth Rádió nyújtja. Ennek a rádióadónak a rendszeres hallgatói nemhogy magasabb, de inkább alacsonyabb arányban választották az új rendszert a kérdéses időpontjáig. Ennek nyilvánvalóan az az oka, hogy a Kossuth Rádió hallgatói körének korösszetétele jelentősen különbözik az aktív korúak korosztályi megoszlásától. Sokkal több közöttük a középkorú és idős ember.

A tájékozottsággal kapcsolatos mérési kísérletünk nem volt sikeres. Az adatok arra utalnak, hogy az általános tájékozottságnak nem volt lényeges kapcsolata az átlépési döntéssel.

#### 4. Környezeti hatások

##### 4.1. A munkahely szerepe

Ésszerű vélekedésnek tűnik, hogy az eltérő ágazatokban, foglalkozási területeken dolgozókat különböző eséllyel érik el a nyugdíjpénztárak (9. táblázat). Nagyobb eséllyel jelentek meg a szervezők ott, ahol több potenciális belépő van, vagy ahol maga a munkáltató rendelkezik nyugdíjpénztárral (pl. bizonyos állami szerveknél vagy nagyvállalatoknál).

9. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya a különböző ágazatokban dolgozó (vagy dolgozott), nem nyugdíjas népesség százalékában*

Ágazat	Nem tag	Tag	Esetszám
Mezőgazdaság	81,3	18,7	198
Bányászat	(94,1)	(5,9)	(16)
Villamosenergia	(67,2)	(32,8)	(32)
Építőipar	79,5	20,5	106
Ipar (élelmiszer, textil)	64,1	35,9	492
Kis- és nagyker.	71,8	28,2	186
Vendéglátás	74,3	25,7	61
Szállítás, posta	63,7	36,3	149
Számítástechnika	(46,7)	(53,3)	(25)
Pénzügyi tevékenység	44,0	56,0	56
Közigazgatás	59,3	40,7	112
Oktatás	66,9	33,1	152
Kultúra, szórakozás	(68,0)	(32,0)	(26)
Egészségügyi szolg.	64,6	35,4	150
Ingatlanügyletek	(0,0)	(100,0)	(3)
Személy- és vagyonvéd.	(76,4)	(23,6)	(24)
Közösségi szolg.	(92,6)	(7,4)	(15)
Javítás, szerelés	76,3	23,7	63
Személyi szolgáltatás	(82,8)	(17,2)	(36)
Egyéb	(53,5)	(46,5)	(41)
<i>Összesen</i>	<i>68,0</i>	<i>32,0</i>	<i>1942</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statistika értéke 80,02. Az alacsony esetszámú ágazatok megoszlásai zárójelben szerepelnek.

A közigazgatásban dolgozók körében az átlagosnál több átlépőt találhatunk. Az elit munkaerőt foglalkoztató munkahelyeken (pl. számítástechnikai cégek, pénzügyi vállalatok) szintén nagyobb az átlépők aránya. Ellenben a mezőgazdaságban és az építőiparban viszonylag kevesen választották az új rendszert. Mindemellett az 1999-ben készített vizsgálat adatai szerint az alkalmazottak esélye nagyobb volt a taggá válásra, mint a vállalkozóké.

Úgy gondoljuk, hogy a nagyobb munkahelyeken nagyobb eséllyel vannak jelen a nyugdíjpénztárak szervezői, illetve nagyobb eséllyel talál már átlépett, információval szolgáló tudó munkatársat a döntést fontolgató dolgozó.

Az adatok azt mutatják, hogy a legfeljebb tíz főt foglalkoztató vállalkozások dolgozóinak alacsonyabb hányada választott magának magánnyugdíj-pénztárt, mint az ennél nagyobb cégek munkatársai. A legfeljebb tíz főt foglalkoztató cégek dolgozóinak 24%-a lépett át tavaly márciusig az új rendszerbe. A legalább 11 dolgozóval rendelkező vállalatok különböző létszám-kategóriáiban ez az arány 39 és 46% között mozog. Azonban nem található egyértelmű kapcsolat a tiznél több dolgozóval rendelkező vállalkozások körében a méret és az átlépési arányok között. Úgy tűnik, 1999 tavaszán a cégnagyság egészen alacsony létszámnál számított már.

10. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya a különböző méretű munkahelyeken állással rendelkező, nem nyugdíjas népesség százalékában*

Munkahely mérete	Nem tag	Tag	Esetszám
Kevesebb, mint 11	76,2	23,8	398
11 és 50 között	60,7	39,3	373
51 és 100 között	55,2	44,8	198
101 és 500 között	58,9	41,1	306
500-nál több	54,3	45,7	277
<i>Összesen</i>	<i>62,5</i>	<i>37,5</i>	<i>1553</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -tatisztika értéke 46,83.

Azon cégek, melyek egyéb kedvezményekkel is ellátják dolgozóikat, feltehetően nagyobb valószínűséggel kínálnak valamilyen, a dolgozónak kedvező nyugdíjbiztosítási konstrukciót, vagy legalábbis hasznos információkat a nyugdíj-előtakarékossági lehetőségekkel kapcsolatban. Ahol a cég valamilyen kiegészítő nyugdíjbiztosítási csomagot kínál dolgozóinak, ott már jelen vannak a pénztárak, ami szintén az átlépni szándékozók helyzetét könnyíti meg.

A Háztartás Monitor adatai szerint azok, akik cégüktől vásárlási, üdülési kedvezményben részesülnek, illetve orvosi ellátást kapnak munkahelyükön, nagyobb eséllyel léptek át az új rendszerbe. Akik élet- vagy nyugdíjbiztosítást kaptak munkaadójuktól, szintén lényegesen nagyobb eséllyel lettek pénztártagok 1999 tavaszáig (11. táblázat). A munkahelyük által biztosítottak 56%-a pénztártag, a nem biztosítottaknak csupán 34%-a tagja valamely pénztárnak. Ez a különbség hasonló mértékű, mint amit más kedvezmények és a pénztártagság kapcsolatának vizsgálatakor tapasztalhatunk. A kedvezmények és az átlépés szoros összefüggésének trendje alól a kivételt az autóval kapcsolatos juttatások képezik. A szolgálati autó, vagy az üzemanyag hozzájárulás megléte nem növeli az esélyét a nyugdíjpénztári tagságnak.

11. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya a munkahelyüktől nyugdíjbiztosítást kapott, és nem kapott, nem nyugdíjas népesség százalékában*

Kapott-e nyugdíjbiztosítást?	Nem tag	Tag	Esetszám
Nem	65,6	34,4	1347
Igen	44,2	55,8	215
<i>Összesen</i>	<i>62,7</i>	<i>37,3</i>	<i>1561</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 36,34.



A keresztábra-elemzések alapján viszonylag egyértelműen kimutatható a munkahelyi környezet hatása az átlépési döntésre. A munkahelyi sajátosságok és az átlépési esélyek közötti kapcsolat sok esetben igen jelentős. Azt találtuk, hogy a munkahely több szempontból is fontos szerepet tölt be a magánpénztári taggá válásban. Egyrészt a munkatársak szolgálhatnak információval, másrészt a pénztárak jelenléte könnyítheti a döntéshozatalt. Ezen kívül a munkaadó maga is segítheti a kevésbé költséges átlépési processzus végrehajtását.

#### 4.2. A családi környezet

Az információk beszerzésekor és a magánnyugdíj-pénztári tagságról való döntés meghozatalakor fontos impulzusok érkehetnek az egyének közvetlen környezetéből, a családtagok, barátok vagy ismerősök részéről is. Ésszerűnek tűnik az a feltételezés, hogy egy ilyen fontos döntés esetében az egyén pótlólagos információkért és/vagy megerősítésért családtagjaihoz, esetleg kompetensnek, tapasztaltabbnak vélt barátaihoz, ismerőseihez fordul. A magánpénztári taggá váláshoz pozitív ösztönzést kaphat az, akinek közvetlen környezetében már korábban taggá vált, vagy nagyobb eséllyel taggá válók élnek, illetve aki kiterjedtebb kapcsolatrendszerrel, a területen esetleg otthonosabban mozgó barátokkal, ismerősökkel rendelkezik. Azt is feltételezhetjük, hogy a környezet hatása döntő szempont lehetett a taggá válásban azon esetek egy részében, ahol a munkahelyi környezet, például a cégméret vagy saját pénztár hiánya, nem adnak megfelelő magyarázatot a döntésre.

A Háztartási Monitor-felvétel adatai alapján a háztartás egyéni kérdőívet kitöltő minden felnőtt tagjáról is rendelkezünk mindazokkal az információkkal, melyeket az előzőek folyamán már felhasználtunk magánnyugdíj-pénztári tagság magyarázó tényezőinek felderítéséhez. Tudásunk van tehát a háztartás más tagjainak a magánnyugdíj-pénztári tagsággal kapcsolatos érdekeltségéről és informáltságáról, munkahelyi környezetéről, valamint megtakarítási magatartásáról és attitűdjéről. Feltételeztük, hogy mindezek a változók közvetett módon hatottak a háztartás általunk vizsgált tagjának döntésére. A legkézenfekvőbbnek azonban az a feltételezés tűnt, hogy a többi háztartástag esetleges magánnyugdíj-pénztári tagsága mutatja a legerősebb kapcsolatot a vizsgált személy belépéssel kapcsolatos döntésére. A legtisztábban ennek hatását úgy mutathatnánk ki, ha a kapcsolat erősségét csak a korábban belépő háztartástagok figyelembevételével vizsgálnánk, ám az alacsony esetszám miatt erre vonatkozóan nem végezhetünk statisztikailag érvényes számításokat. A háztartástag pénztári tagságának változója azonban, az időfaktor hiányában is magában foglalja mindazokat a paramétereket, melyek a háztartástag döntését befolyásolhatták.

Mivel a saját aktivitás erős kapcsolatot mutat a háztartás többi tagjainak munkaerőpiaci helyzetével, ezért elemzéseink során csak a munkával rendelkezők kapcsolatrendszerét vizsgáltuk. A keresztábra-elemzések a háztartás-tag – magánnyugdíj-pénztári taggá válás szempontjából releváns – egyéni sajátosságait jelölő társadalmi-demográfiai háttérváltozók közül az életkor esetében mutatnak szignifikáns kapcsolatot a vizsgált személyek belépési valószínűségével. Ha a háztartás többi tagja között van legalább egy negyven évesnél fiatalabb személy, akkor az megnöveli a pénztártaggá válás esélyét. Nem találtunk azonban szignifikáns kapcsolatot a háztartás többi tagjainak iskolai végzettsége és gazdasági aktivitása esetében.

A többi háztartástag megtakarításokkal kapcsolatos magatartása, attitűdje ugyancsak nem minden vonatkozásban mutat statisztikailag szignifikáns kapcsolatot a pénztártagsággal kapcsolatos döntéssel. Bár valamivel magasabb arányban váltak taggá azok, akiknek háztartásában volt legalább egy olyan személy, aki valamilyen módon készül nyugdíjas éveire vagy rendelkezik önkéntes egészségbiztosítással, nem zárhatjuk ki a véletlen szerepét e különbségek kialakulásában. Ezzel szemben, ha a többi háztartástag legalább egyikének van életbiztosítása, az megnöveli annak valószínűségét, hogy a vizsgált személy a magánnyugdíj-pénztárba belépők között legyen (12. táblázat).

12. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya azok között, akiknek háztartásában még legalább egyvalaki rendelkezik életbiztosítással, és akiknek háztartása többi tagjainak egyike sem rendelkezik életbiztosítással, az aktív népesség százalékában*

Van-e más háztartástagnak életbiztosítása?	Nem tag	Tag	Esetszám
Nincs	65,0	35,0	1034
Van	56,3	43,8	464
<i>Összesen</i>	<i>62,3</i>	<i>37,7</i>	<i>1498</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 10,42.

A munkahelyi környezet hatása esetében kép sokkal egyértelműbb. A háztartástag munkahelyének mérete (13. táblázat) pozitív hatással volt a belépésre. Nagyobb arányban váltak tehát magánnyugdíj-pénztár tagjává azok, akiknek háztartásában volt legalább egy olyan személy, aki legalább 11 főt foglalkoztató cégnél dolgozik.

13. táblázat *Magánnyugdíj-péztári tagok és nem tagok aránya azok között, akiknek háztartásában még legalább egyvalaki 11 főnél többet foglalkoztató cégnél dolgozik, és akiknek háztartásában ki más nem az, az aktív népesség százalékában*

Dolgozik-e más háztartástag 11 főnél többet foglalkoztató cégnél?	Nem tag	Tag	Esetszám
Nem	65,8	34,2	772
Igen	58,5	41,5	726
<i>Összesen</i>	<i>62,3</i>	<i>37,7</i>	<i>1498</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 8,4.

Hasonló pozitív és statisztikailag szignifikáns a kapcsolat a péntári taggá válás és a háztartástag munkahelye által nyújtott egyes kedvezmények (munkahelyi orvosi ellátás, kedvezményes üdülési lehetőségek) között. Így például azok között, akinek háztartásában legalább egy olyan személy él, aki munkahelyétől kedvezményes üdülési lehetőséget kapott, 53% a belépők aránya, míg azok között, akiknek háztartásában egyetlen ilyen személy sem él, ez az arány csak 37%.

Feltételezésünk szerint azonban a háztartás többi tagjainak előbb bemutatott jellemzői mindenekelőtt az adott háztartástag magánnyugdíj-péztári tagsággal kapcsolatos döntését határozták meg, hatásukat az általunk vizsgált személyek belépési valószínűségére tehát akkor tudjuk a legjobban kimutatni, ha háztartástagok péntári tagságának hatását vizsgáljuk. A 14. számú táblázat jól mutatja, hogy a vizsgált személyek és háztartástagjaik péntári tagságának kapcsolata pozitív és minden valószínűségi szinten szignifikáns.

14. táblázat *Magánnyugdíj-péztári tagok és nem tagok aránya azok között, akiknek háztartásában még legalább egyvalaki magánnyugdíj-péztári tag, és akiknek háztartásában senki más nem az, az aktív népesség százalékában*

Magánnyugdíj-péztári tag-e még valaki a háztartásban?	Nem tag	Tag	Esetszám
Nem	68,9	31,1	1086
Igen	44,8	55,2	413
<i>Összesen</i>	<i>62,2</i>	<i>37,8</i>	<i>1499</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 73,84.

A Monitor-vizsgálat során rákérdeztünk a felnőtt korú magyar lakosság – háztartástagokat és azon kívül élőket, rokonokat és nem rokonokat is magába foglaló – kapcsolatrendszerére.<sup>5</sup> A kérdéssel alapján nem rendelkezünk információkkal az ismerősök és barátok magánnyugdíj-pénztári tagságáról, csupán azok neméről, életkoráról, iskolai végzettségéről és a kérdezethez való viszonyáról. Feltételeztük, hogy egy kiterjedtebb, az együtt élő háztartástagokon túlnyúló kapcsolatrendszer önmagában is befolyásolja a belépéssel kapcsolatos döntést. A barátok, ismerősök témabeli tájékozottságát, érdekeltségét az iskolai végzettséggel próbáltuk megragadni.

A keresztábra-elemzések igazolni látszanak feltételezéseinket. A nem-rokoni kapcsolatokkal rendelkezők esetében lényegesen magasabb a tagok aránya (46%), mint a baráti kapcsolatok hiányában élők között (35%) (15. táblázat).

15. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya azok között, akik legalább egy háztartáson kívüli, nem rokon személlyel is megbeszélnek fontos dolgokat és azok között, akiknek egyetlen ilyen barátjuk, ismerősük sincs, az aktív népesség százalékában*

Van-e olyan háztartáson kívüli, nem rokon személy, akivel fontos dolgokat megbeszél?	Nem tag	Tag	Esetszám
Nincs	64,8	35,2	1152
Van	53,8	46,2	346
<i>Összesen</i>	<i>62,2</i>	<i>37,8</i>	<i>1498</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 13,7.

Ugyanezt tapasztaljuk akkor is, ha a barátok, ismerősök körét a felsőfokú végzettségűekre szűkítjük le. A magasan képzett barátokkal rendelkezők 51, míg az ilyen barátokkal nem rendelkezők 37%-a magánnyugdíj-pénztári tag (16. táblázat). A két változó kapcsolata azonban csupán 10%-os valószínűségi szinten szignifikáns, ami feltehetően a felsőfokú végzettségű barátokkal rendelkezők alacsony esetszámára vezethető vissza.

<sup>5</sup> A kérdés a következőképpen hangzott: „Ha az elmúlt fél évre gondol, kik azok az emberek, akikkel Ön a fontosabb dolgait problémáit megbeszélte?” A téma felolgozásáról lásd Albert-Dávid (1999).

16. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya azok között, akik legalább egy háztartáson kívüli, nem rokon felsőfokú végzettségű személlyel is megbeszélnek fontos dolgukat és azok között, akiknek egyetlen ilyen barátjuk, ismerősük sincs, az aktív népesség százalékában*

Van-e olyan háztartáson kívüli, nem rokon, felsőfokú végzettségű személy, akivel fontos dolgokat megbeszél	Nem tag	Tag	Esetszám
Nincs	62,7	37,3	1454
Van	48,8	51,2	43
Összesen	62,3	37,7	1497

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 10,42.

Hasonlóképpen vizsgáltuk a háztartáson kívüli rokonok és barátok együttes hatását is a magánnyugdíj-pénztári tagsággal kapcsolatos döntésre, azonban szignifikáns kapcsolatot nem találtunk.

Összességében tehát elmondhatjuk, hogy sikerült kimutatnunk az együtt élő háztartástagok és a nem rokoni kapcsolatok hatását a magánnyugdíj-pénztári tagsággal kapcsolatos döntésre. Az elemzés azt is megmutatta, hogy az együttélők befolyását egy változóba sűrítve tudjuk legjobban megragadni, ez pedig a pénztári tagság változója.

#### 4.3. A lakóhely

Csaba és Gál (1997) írja le a szabad házi orvos-választással kapcsolatban, hogy a túl kicsi piac gátolja a választást. Túl nagy piacon viszont azért csökken a választási lehetőségekkel élők aránya, mert túl sok a „zaj”, mely nehezíti a biztos információk megszerzését. A magánnyugdíj-pénztárakkal kapcsolatos korábbi TÁRKI felmérésben Gál hasonló összefüggést feltételezett a település nagysággal kapcsolatban, és az adatok megerősítették hipotézisét (Gál, 1999).<sup>6</sup>

<sup>6</sup> Gál a következőképpen fogalmazta meg hipotézisét: „Hasonló információs problémákkal a nyugdíjpénztári tagságról döntő emberek is szembesülnek. Még akkor is, ha képesek az átlépés mérlegeléséhez szükséges kalkulációk elvégzésére, jelentős bizonytalansággal kell számolniuk, amit csak speciális szakismerettel rendelkezve lehet mérsékelni. Ezért a nyugdíjszolgáltatók számának bővülése egy ponton túl annyira megnöveli az érintettek tájékozódásának költségeit, hogy a status quo választása marad a legvonzóbb alternatíva. Így a kínálatbővülés csak egy bizonyos piaci mérethez növeli az átlépési hajlandóságot, ettől a ponttól az emelkedő görbe visszafordul.”

17. táblázat *Magánnyugdíj-pénztári tagok és nem tagok aránya a különböző településtípusokon lakó, nem nyugdíjas népesség százalékában*

Településtípus	Nem tag	Tag	Esetszám
Község	73,9	26,1	800
Város	66,5	33,5	531
Megyeszékhely	67,9	32,1	455
Főváros	77,8	22,2	436
<i>Összesen</i>	<i>71,7</i>	<i>28,3</i>	<i>2222</i>

Megjegyzés: A két változó közötti kapcsolat minden szokásosan mért szinten szignifikáns. A  $\chi^2$ -statisztika értéke 20,2.

Az 1999 márciusában készült Háztartás Monitor-felvétel adatai alapján a falusi nem nyugdíjas felnőttek 26%-a lépett át az új rendszerbe, míg a budapestiek 22%-a lett magánpénztári tag (17. táblázat). A vidéki városokban lakók harmada döntött az új rendszer mellett. A település-mérettel kapcsolatos hipotézist tehát az adatok visszaigazolták.

### 5. Regressziós modell

Elméleti feltevéseinkre alapozva és a keresztábrák eredményeit felhasználva, a taggá válást magyarázó modellt építettünk fel. A tanulmány elején ismertetett kapcsolatrendszereket nem modelleztük azok teljes bonyolultságában. Egy egyszerű logit-modellt készítettünk, egymástól független magyarázó változók feltételezésével. A változók lineáris formában kerültek a modellbe. A modellépítésnél elméleti feltevéseinket követtük, de nem próbálkoztunk olyan tényezők vizsgálatával, melyek a keresztábra-elemzések tanúsága alapján egyértelműen irrelevánsnak bizonyultak.

Az 1998-as és az 1999-es vizsgálatok egyik nagyon egyértelmű, és elméleti feltevéseinkkel is harmóniában lévő megállapítása volt az, miszerint a pénztártagok elsősorban a dolgozók közül kerülnek ki. Ennek több oka is van. Az aktivitás szoros összefüggésben van számos egyéb, minket érdeklő változóval is (életkor, iskolázottság, jövedelem), akár okként, akár okozatként. Éppen ezért úgy döntöttünk, hogy csak a vizsgálat idején dolgozókra szűkítjük le a vizsgálatunkat, így az aktivitás mint magyarázó változó kikerül modellünkéből. A munkával rendelkezőkön belül fogjuk vizsgálni többek között a jövedelem, az iskolázottság hatását. Szeretnénk felhívni arra a figyelmet, hogy ezzel a szűkítéssel a magánnyugdíj-pénztári tagok egy igen kis hányadát helyeztük kívül vizsgálatunk hatókörén. Dolgozóknak azokat tekintettük, akik a kérdezéskor főállású vállalkozók voltak vagy rendszeres mun-

kával rendelkező alkalmazotként éppen dolgoztak (tehát nem voltak gyesen stb.). Az általunk tesztelt regressziós modellben tehát a függő változó a magánpénztári tagságra vonatkozó válasz. Csak azokat vettük figyelembe, akik egyértelmű igennel vagy nemmel válaszoltak.

A modellbe a feltételezésünk szerint az érdekeltséggel kapcsolatban lévő változók közül az életkort, a jövedelmet, az iskolai végzettséget és a nemet vettük be. Az életkort és a személyes jövedelmet is lineárisan tettük be a modellbe. Az iskolai végzettség esetén az iskolában töltött évek számát vettük alapul.

Az attitűdök és a megtakarítási magatartás tekintetében a keresztábra adatok óvatosságra intettek. Ezek alapján egy változót tettünk a modellbe. Egy dichotóm változóval a nyugdíjra saját bevallásuk szerint valamiképpen készülőköt különítettük el a többiektől. A tájékozottság mérésekor az újságot rendszeresen olvasókat választottuk el a sajtót kevésbé gyakran követőktől.

A család és a baráti kapcsolatok hatását – az elméleti megfontolásokból és a keresztábra-elemzés eredményeiből kiindulva – két dichotóm változó révén próbáltuk beépíteni a modellbe. A háztartás többi tagjainak magánnyugdíj-pénztári tagságát mutató változóban a háztartásban legalább egy pénztártaggal együtt élőköt különítettük el azoktól, akik háztartásában egyetlen pénztártag sem él. A baráti kapcsolatok változójában 1-es értéket rendelünk azokhoz, akiknek legalább egy, felsőfokú végzettséggel rendelkező személy van a bizalmas barátai között mindenki máshoz pedig 0-t.

Az alkalmazottakat egy változóval elkülönítettük a vállalkozóktól. A munkahely méretét a létszám-kategóriákra vonatkozó adatok alapján folytonos változóként illesztettük be. A munkahely hozzáállását azzal mértük, hogy megnéztük, nyújt-e kiegészítő biztosítást munkatársának a kért cégé vagy sem.

Dichotóm változókkal csoportosítottuk lakóhely szerint az embereket. Az egyik változó a vidéki városok lakóit különíti el a falusiaktól és a budapestiektől. A második változó a fővárosiakat gyűjti egy csoportba, szemben a vidékiekkel. A hipotézisünk (és tapasztalataink) szerint a lakóhely nagysága és az átlépési esély kapcsolata fordított U-alakú görbét követ.

18. táblázat *A modellben szereplő változók*

Változó tartalma (Változó neve)	Értékei
	<i>Függő változó</i>
Magánnyugdíj-pénztári tagság	0: Nem tag, 1: Tag
	<i>Magyarázó változók</i>
<i>Egyéni jellegzetességek</i>	
Kérdezett életkora (KOR)	Folytonos változó. Értékei: 18–95
Személyes jövedelem (E8JOSZEV)	Folytonos változó 0–X
Iskolában töltött évek száma (TANÉV)	Folytonos változó 0–17 (kategorialisból képzett)
Kérdezett neme (NO)	0: férfi, 1: nő
Készülés nyugdíjra (NYUGKESZ)	0: nem készül a nyugdíjra 1: készül a nyugdíjra
Újságolvasás rendszeressége (UJSOLVAS)	0: alkalmilag vagy soha, 1: rendszeresen
<i>Környezeti sajátosságok</i>	
Alkalmazotti státus (ALKALM)	0: önálló, 1: alkalmazott
Munkahely mérete (MHMERET)	Folytonos változó 5–750 (kategorialisból képzett)
Munkaadó nyújtotta nyugdíjbiztosítás (E8FBIZTK)	0: nincs biztosítás, 1: mh. ad kiegészítő biztosítást
Más háztartás tag magánnyugdíj-pénztári tagsággal (HAZTMTAG)	0: senki más nem magánnyugdíj-pénztári tag a háztartásban; 1 – legalább még egy háztartás-tag tagja magánnyugdíj-pénztárnak
Felsőfokú végzettségű barát, ismerős (NEMROKF)	0 – egyetlen baráttal, ismerőssel sem beszél meg fontos dolgot, 1 – van legalább egy barátja, ismerőse, akivel megbeszél fontos dolgokat
Lakóhely típusa (BUDAPEST)	0: vidéki, 1: budapesti
Lakóhely típusa (VIDVAROS)	0: falusi vagy bp-i, 1: vidéki városi

A regressziós elemzéshez a Backward-eljárást használtuk. Ennek megfelelően minden, fent említett változót szerepeltettünk a modellben, majd az eljárás kiszűrte azokat, melyek hatása nem mutatkozott jelentősnek. A 18. táblázatban összefoglaltuk a modellben használt változókra vonatkozó legfontosabb ismereteket.

Az általunk használt logit-modell sémáját az alábbi módon írhatjuk fel:

$$P(Y=1) = 1/(1+e)^{-Z},$$

ahol  $Z = \beta_0 + \beta_1 \text{KOR} + \beta_2 \text{E8JOSZEV} + \beta_3 \text{TANÉV} + \beta_4 \text{NO} + \beta_5 \text{UJSOLVAS} + \beta_6 \text{NYUGKESZ} + \beta_7 \text{BUDAPEST} + \beta_8 \text{VIDVAROS} + \beta_9 \text{ALKALM} + \beta_{10} \text{MHMERET} + \beta_{11} \text{E8FBIZTK} + \beta_{12} \text{HAZTMTAG} + \beta_{13} \text{NEMROKF} + \varepsilon$ ,

ahol is  $P(Y=1)$  annak a valószínűsége, hogy valaki átlépett egy magánnyugdíj-pénztárba. A modell vizsgálata során a  $\beta$ -kat becsültük, és azt teszteltük,



hogy a mintabeli adatok alapján az egyes magyarázó változóknak van-e önálló hatása a pénztári tagság esélyére.

A regressziós becslés eredményeit a 19a. és a 19b. táblázat mutatja. Az előbbi az első lépés eredményeit, az utóbbi pedig az utolsó-, a már csak releváns változókat tartalmazó lépés eredményeit mutatja. A táblázat változóneveket tartalmazó oszlopát követő első számoszlop az együtthatók becsléseit, a második pedig a becslések sztenderd hibáját foglalja magában, mely a becslés megbízhatóságának fontos mutatója. A harmadik számoszlop a Wald-teszt értékeit tartalmazza, mely azt a nullhipotézist teszteli, miszerint az adott együttható zérus, a változónak tehát nincs hatása a vizsgált jelenségre. A következő oszlop mutatja annak valószínűségét, hogy a nullhipotézis igaz.

19a. táblázat *A logit-modell első lépésének eredménye*

Változónev	Együttható ( $\beta$ )	Sztenderd hiba	Wald-teszt értéke	Szignifikanciaszint	Exp( $\beta$ )
KOR	-0,076	0,007	125,280	0,000	0,927
E8JOSZEV	0,000	0,000	1,030	0,310	1,000
TANEV	0,002	0,025	0,004	0,950	1,002
NO	0,507	0,131	14,925	0,000	1,661
UJSOLVAS	0,198	0,137	2,096	0,148	1,219
NYUGKESZ	0,722	0,127	32,218	0,000	2,060
VIDVAROS	-0,269	0,190	1,997	0,158	0,764
BUDAPEST	0,131	0,142	0,856	0,355	1,140
ALKALM	0,531	0,219	5,893	0,015	1,701
MHMERET	0,000	0,000	4,149	0,042	1,000
E8FBIZTK	0,899	0,182	24,318	0,000	2,457
HAZTMTAG	0,855	0,140	37,325	0,000	2,352
NEMROKF	0,108	0,138	0,616	0,432	1,114
Constant	0,515	0,424	1,477	0,224	

A társadalomtudományokban szokásos teszt-értékelési elveket követve, azon változók hatására vonatkozó feltevéseinket tekintjük megerősítettnek, melyeknél a fenti szignifikanciaszint 10% alatt marad. Egyértelmű megerősítésről csak ennél jóval alacsonyabb szignifikanciaszint esetében beszélhetünk.

19b. táblázat *A logit-modell utolsó lépésének eredménye*<sup>7</sup>

Változónév	Együttható (β)	Sztenderd hiba	Wald-teszt értéke	Szignifikancia-szint	Exp(β)
KOR	-0,075	0,007	125,283	0,000	0,928
NO	0,500	0,127	15,393	0,000	1,648
<i>UJSOLVAS</i>	<i>0,226</i>	<i>0,133</i>	<i>2,875</i>	<i>0,090</i>	<i>1,253</i>
NYUGKESZ	0,736	0,126	34,061	0,000	2,088
BUDAPEST	-0,332	0,166	3,989	0,046	0,718
ALKALM	0,490	0,216	5,177	0,023	1,633
MHMERET	0,001	0,000	4,911	0,027	1,001
E8FBIZTK	0,947	0,179	27,879	0,000	2,579
HAZTMTAG	0,871	0,136	40,817	0,000	2,388
<i>NEMROKF</i>	<i>0,824</i>	<i>0,455</i>	<i>3,273</i>	<i>0,070</i>	<i>2,280</i>
Constant	0,710	0,319	4,942	0,026	

Megjegyzés: Az elemzés alapjául szolgáló csoport létszáma a mintában 1498 fő. A különböző változóknál előforduló hiányzó értékek miatt a becslés 1279 válaszoló adatai alapján készült. A 10%-os szinten szignifikáns változókat kurzívval szedtük.

A regressziós elemzés eredményei azt mutatják, hogy a jövedelem és az iskolázottság esetében az együtthatók értékére vonatkozó nullhipotézist nem tudjuk elvetni, e változók hatása a fentebb ismertetett feltételek mellett nem mutatható ki. A keresztábra-elemzés során a nemek átlépési arányaiban mutatkozó különbségeket a regressziós modell eredményei visszaigazolják. Az újságolvasásra, településnagyságra és a baráti kapcsolatokra vonatkozó feltevéseink nem túl nagy bizonyossággal nyertek megerősítést. Feltevéseinknek megfelelően a budapestiek kisebb arányban léptek át a magánpénztárakba, mint a vidékiek. Nem sikerült igazolni azonban a vidéki városokban élők nagyobb átlépési esélyeit. A magasan képzett barátok léte minden más változó állandósága mellett kis mértékben növeli az átlépés esélyét. A feltevéseknek megfelelő, és erős összefüggéseket találtunk a kor, a nyugdíjra készülés, a munkahely nagysága, a munkahely által nyújtott biztosítás és a háztartás más tagjainak pénztári tagsága esetében.

<sup>7</sup> A modell futtatásakor a Backward-módszert használtuk. Ennek lényege, hogy első lépésben mindegyik – általunk a modellbe betett – magyarázó változót felhasználja, majd a következő lépésekben kihagy ezek közül egyet-egyet mindaddig, amíg már valamennyi változó együtthatója szignifikánsan különbözik nullától. Többféle eljárás létezik aszerint, hogy a kihagyandó változó milyen algoritmus szerint választódik ki. Az általunk választott módszer a maximum-likelihood becslést használó likelihood ratio (LR) statisztika valószínűségén alapul. A modell előrejelzése alapján, a valószínűségnek megfelelő cellába kerülő esetek aránya 71,8%. (Ha a modell alapján  $P(Y=1) < 0,5$ , akkor a predikció szerint a nem tagok közé, 50%-osnál nagyobb esély esetén a tagok közé kerültek az esetek). Ez az arány jónak számít, ám hangsúlyozni szeretnénk, hogy a mutató korántsem tökéletes jelzőszáma az illeszkedésnek.

A két táblázat összevetéséből látható, hogy az első lépésben még nullától nem szignifikánsan különböző együtthatókkal szereplő változók az eljárás során relevánssá váltak, és az utolsó lépésben kialakult modell elemei maradtak. Ennek nagy valószínűséggel a magyarázó változók közötti multikollinearitás lehet az oka. Így feltételezhetjük, hogy az újságolvasás szoros kapcsolatot mutat a jövedelemmel, a két településváltozó pedig egymással.

A regressziós elemzés megmutatta, hogy az átlépéssel kapcsolatos döntés meghozatalába egyaránt fontos szerepet játszanak az egyéni sajátosságok és a környezeti hatások. A döntést éppúgy meghatározzák az egyes rendszerekben várható kifizetések generálta anyagi érdekek, mint a dolgozók általános és – a vizsgált kérdés szempontjából – speciális tájékozottsága és előzetekintő képessége, melyek érdekeik érvényesítését segíthetik elő. A környezeti hatások közül a munkahely egyes jellemzői és a piacnagyság, mint a tranzakciós költségeket csökkentő tényezők kaphatnak szerepet a döntéshozatalban. Hasonló mechanizmusokon keresztül érvényesülhet a közvetlen környezet hatása is, mely döntő lehet olyan esetekben, mikor a munkahely jellemzői nem indokolnák a döntés eredményét. Az, hogy az egyének hozzáállása, munkahelyi, piaci és a személyes kapcsolatokban tetten érhető sajátosságok is szerepet kaptak az átlépés során, azt is jelenti, hogy voltak olyanok, akik az ellenérdekeltség dacára lettek pénztártagok, de olyanok is, akik az érdekeltség ellenére is távol maradtak a magánpénztártól. A külső szemlélő által valószínűsíthető érdekekkel ellentétesen döntők arányát vizsgálati módszerünk nem képes feltárni. Sejtéseket tudtunk azonban megfogalmazni arra vonatkozóan, hogy az állampolgárok egy része miért nem a számára legjövődélmezőbb megoldást választotta.

## *6. Összegzés*

A nyugdíjreform bevezetése nyomán bő másfél év állt a járulékfizetők rendelkezésére, hogy szabadon döntsenek arról, befizetéseiket teljes egészében a felosztó-kirovó rendszer keretében kezeljék, vagy a járulékuk egy része kerüljön az egymással versengő nyugdíjpénztárak valamelyikének számlájára. Az átlépésről hozott döntés komoly felelőséggel járt, és bizonyos szintű tájékozottságot igényelt. Nem mindenkinek állt érdekében az átlépés, ráadásul a nyugdíjpénztárak közötti választás komoly kockázatokat hordozott (és hordoz) magában. Tanulmányunkban azt vizsgáltuk, hogy jellemzően mely társadalmi csoportok tagjai döntöttek az új rendszerbe történő átlépés mellett, és kik voltak azok, akik a felosztó-kirovó rendszerben maradtak. Arra voltunk kíváncsiak, hogy a választásban mennyire érvényesült a járulékfizetők objektív önérdeke, és milyen mértékben játszottak szerepet egyéb befolyásoló tényezők. A két- és többváltozós elemzések során – részben nehezen meg-

oldható mérési nehézségeknek köszönhetően – csak korlátozott szinten tudtuk kimutatni az egyének várható karrierpályájából adódó érdekek befolyását. Ugyanakkor a munkahely az információszerzést és a belépési procedúrát megkönnyítve fontos szerepet játszott a döntésekben. A munkahelyi környezet olyanokat is átlépésre ösztönözhetett, akiknek nem egyértelműen érdekük a váltás. Mindemellett nagyobb eséllyel váltak pénztártaggá azok, akik jobban tájékozottak, és akik valamilyen módon gondoskodni próbálnak nyugdíjas éveikről. Az adatok tanúsága szerint család és a baráti kör szintén hozzájárult a szükséges információk megszerzéséhez. Pozitív irányban befolyásolta a meghozott döntést, ha a járulékfizető családjában más is pénztártag volt, és nagyobb eséllyel léptek át azok, akiknek nyitottabb a kapcsolatrendszere. Feltevéseink szerint a túlságosan sok (és egymásnak néha ellentmondó) információ okozta döntési bizonytalanságok vezethettek oda, hogy a legnagyobb piacot jelentő Budapesten viszonylag alacsony a magánnyugdíj-pénztártagok száma.

#### IRODALOM

- Albert Fruzsina–Dávid Beáta (1999): A bizalmas kapcsolatokról, In: Szivós P.– Tóth I. Gy. (szerk.): Monitor, 1999, TÁRKI Monitor jelentések, Budapest, 218–229. old.
- Állami Pénztárfelügyelet (1999): Pénztári tájékoztató, 1999. III. negyedév, ÁP, Budapest.
- Csaba Iván–Gál Róbert (1997): A bőség zavara: Tökéletlen információ és verseny a háziorsvosi szolgáltatások piacán. Közgazdasági Szemle 44(7–8): 673–686. old.
- Gál Róbert (1999): A magánnyugdíj-rendszer kialakulása Magyarországon. Kutatási zárójelentés. TÁRKI, Budapest.
- Janky Béla (2000): A magánnyugdíj-pénztárak tagsága. TÁRKI Társadalompolitikai Tanulmányok 18. TÁRKI, Budapest.
- Pénzügyi Szervezetek Állami Felügyelete (2000): Adatok és információk a pénztári szféráról, online dokumentum, <http://www.apf.hu/apf/index.html>