

VARGA JÚLIA

**A FELSŐFOKÚ VÉGZETTSÉGŰEK FOGLALKOZÁSI
MOBILITÁSA**

MTA Doktori Értekezés

Budapest, 2017. július

Tartalom

Bevezetés.....	4
I. rész	16
A FOGLALKOZÁSI MOBILITÁS MÉRTÉKE	
1. fejezet	
A FOGLALKOZÁSI MOBILITÁS MÉRTÉKE ÉS ISKOLÁZOTTSÁG SZERINTI KÜLÖNBSEGEI MAGYARORSZÁGON 1997-2014.....	
1.1. A felsőfokú végzettségűek foglalkozási csoportok szerinti megoszlásának változásai	27
1.2. A foglalkozási mobilitás gyakoriságának változásai.....	30
1.3. A foglalkozási mobilitás meghatározói	37
1.4. Összefoglalás.....	45
II. rész	
HALLGATÓI ÉS KARRIER ELEJI FOGLALKOZÁSI MOBILITÁS	
2. fejezet	
A FELSOŐOKTATÁSBA JELENTKEZŐK FELSOŐOKTATÁSI JELENTKEZÉSI STRATÉGIÁJA.....	
2.1. A képzési kínálat befolyásolásának nemzetközi gyakorlata.....	51
2.2. A munkaerő-piaci várakozások és bekerülési esélyek szerepe a felsőfokú továbbtanulási jelentkezési döntésekben	59
2.2.1. Elméleti megfontolások.....	62
2.2.2. Adatok és módszerek.....	64
2.2.3. Empirikus eredmények.....	69
2.2.4. A felsőoktatásba jelentkezők jelentkezési stratégiája - következtetések.....	82
3. fejezet	
MIÉRT SZEREZNEK A PÁLYAKEZDŐ DIPLOMÁSOK MÁSODIK DIPLOMÁT – A KÉPZÉSI TERÜLET VÁLTOZTATÁSA	
3.1. Elméleti megfontolások.....	88
3.2. Adatok	90
3.3. Módszerek	94
3.4. A további felsőfokú tanulmányok meghatározói.....	100
3.5. A további felsőfokú végzettség hatása a munkaerő-piaci sikerességre	104
3.6. Hallgatói mobilitás és foglalkozási mobilitás.....	108

III. rész

FELSŐFOKÚ VÉGZETTSÉGŰEK MOBILITÁSA A KÖZSZFÉRÁBAN

4. fejezet

A PEDAGÓGUSOK PÁLYAELHAGYÁSA	119
4.1. A pályakezdő tanárok pályaelhagyása.....	124
4.1.1. Adatok	124
4.1.2. Módszerek	125
4.1.3. A tanári pálya választásának meghatározói.....	128
4.1.4. A tanárok pályaelhagyása a munkaerő-piaci életpálya elején	133
4.2. A közalkalmazotti béremelés hatása a tanárok pályaelhagyási döntésére.....	137
4.2.1. Adatok	138
4.2.2. Módszerek	139
4.2.3. A keresetek hatása a pályaelhagyási döntésekre	144
4.2.4. A közalkalmazotti béremelés hatása a pályaelhagyási döntésekre.....	153
4.2.5. Hová mennek a pályaelhagyók?	161
4.2.6. Összefoglalás	163

5. fejezet

AZ ORVOSOK PÁLYAELHAGYÁSA ÉS ELVÁNDORLÁSA.....	165
5.1. Adatok	170
5.2. Módszerek	175
5.3. Hová mennek az orvosok?.....	178
5.4. Külföldi munkavállalás	180
5.5. Az inaktív státuszba kerülés valószínűsége.....	185
5.6. Belföldi pályaelhagyás	188
5.7. Mit csinálnak a Magyarországon dolgozó pályaelhagyó orvosok?	192
5.8. Visszatérő migráció.....	196
5.9. Összefoglalás.....	199

Összegzés	201
-----------------	-----

Hivatkozások	204
--------------------	-----

Függelék	215
----------------	-----

Táblázatjegyzék

1. táblázat A foglalkozási mobilitás meghatározói (Kétkimenetes probit modellek)	42. old.
2. táblázat A foglalkozási mobilitás irányának meghatározói	44. old.
3. táblázat A jelentkezések számának meghatározói - ZIP modell	71. old.
4. táblázat A költségtérítéssel jelentkezés meghatározói (Logit model)	75. old.
5. táblázat A hallgatók megoszlása (%) a kereseti várakozások és bekerülési esélyek különbségének előjele szerint az 2. és 1. a 3. és 2. és a 4. és 3. helyen történt jelentkezések között (+, -)	78. old.
6. táblázat A szakirány/intézmény választásának meghatározói: MNL becslések	80. old.
7. táblázat A fiatal diplomások megoszlása továbbtanulásuk szerint %	91. old.
8. táblázat A második diplomát szerzők megoszlása képzésterület szerint és a pályakezdő diplomások keresete képzésterületenként az átlagos diplomás pályakezdő keresetek arányában %	93. old.
9. táblázat Az elsőtől eltérő és az elsővel azonos képzésterületen az újabb diploma megszerzésének meghatározói Multinomiális probit modell, marginális hatások	101. old.
10. táblázat A 2. diploma hatása a „váltók” és a „mélyítők” munkaerő-piaci sikerességére A kezelés átlagos hatása a kezeltre (<i>Average treatment effect on the treated</i>)	105. old.
11. táblázat Az első megfigyeléskor tanári munkakörben dolgozik	129. old.
12. táblázat A 2. megfigyeléskori keresetek meghatározói	131. old.
13. táblázat A tanárként/nem tanárként dolgozók becsült keresete tanári/nem tanári állásban, 2004 (Forint)	132. old.
14. táblázat A 2. megfigyeléskori pedagógus-státusz meghatározói	134. old.
15. táblázat Havi reáljövedelem pályaelhagyás szerint (forint, 2002. januári értéken)	145. old.
16. táblázat Kétkimenetes hazard model becslések – Elhagyja-e a tanári pályát igen/nem 1. specifikáció	149. old.
17. táblázat Versengő kockázati hazard becslések 1. specifikáció	151. old.
18. táblázat Kétkimenetes hazard model becslés – Elhagyja-e a tanári pályát igen/nem epizódokra bontva	154. old.
19. táblázat A közalkalmazotti béremelés hatásának vizsgálata kétkimenetes hazard model becsléssel	156. old.
20. táblázat A közalkalmazotti béremelés hatásának vizsgálata versengő kockázati modellekkel	158. old.
21. táblázat A pályaelhagyó, egyéb állásba kerülő tanárok megoszlása az új állás szektora szerint	162. old.

22. táblázat A nem oktatási szektorba kerülő pályaelhagyó tanárok megoszlása az új állás foglalkozása szerint	162. old.
23. táblázat Külföldre megy dolgozni	182. old.
24. táblázat Inaktív, vagy munkanélküli státuszba kerül	186. old.
25. táblázat Magyarországon helyezkedik el nem orvosként	191. old.
26. táblázat A Magyarországon dolgozó pályaelhagyó orvosok átlagos bruttó, havi kereseti nyeresége egy hónappal a pályaelhagyás után, Ft	193. old.
27. táblázat A Magyarországon dolgozó, pályaelhagyó orvosok megoszlása új állásuk összevont ágazata szerint %	193. old.
28. táblázat A Magyarországon dolgozó, pályaelhagyó orvosok megoszlása új állásuk részletesebb ágazata szerint %	194. old.
29. táblázat A Magyarországon dolgozó, pályaelhagyó orvosok megoszlása új állásuk összevont foglalkozási csoportja szerint %	195. old.
30. táblázat A Magyarországon dolgozó, pályaelhagyó orvosok megoszlása új állásuk részletesebb foglalkozása szerint %	196. old.
31. táblázat Visszatérő migráció az orvosok között - Cox proportional hazard modell	199. old.

Ábrajegyzék

1. ábra A 22-35 éves és 36-66 éves diplomások megoszlása foglalkozási csoportok szerint 1997-2014	28. old.
2. ábra Az új foglalkozásba beáramlók megoszlása megelőző munkaerő-piaci státuszuk szerint	30. old.
3. ábra Foglalkozást változtatók a foglalkoztatottak arányában 4 jegyű, 2 jegyű FEOR csoportonként és összevont foglalkozási csoportok szerint 1997. 2. negyedév – 2014.1. negyedév	33. old.
4. ábra Foglalkozást változtatók a foglalkoztatottak arányában 4 jegyű és 2 jegyű FEOR csoportonként és összevont foglalkozási csoportok szerint iskolai végzettségi csoportonként 1997. 2. negyedév – 2014.1. negyedév	34. old.
5. ábra Az általános iskolai végzettségű, foglalkoztatást változtatók között a közmunkásként dolgozók aránya	35. old.
6. ábra Foglalkozást változtatók a foglalkoztatottak arányában 4 jegyű és 2 jegyű FEOR csoportonként és összevont foglalkozási csoportok szerint korcsoportonként	36. old.
7. ábra Foglalkozást változtatók a foglalkoztatottak arányában 4 jegyű és 2 jegyű FEOR csoportonként és összevont foglalkozási csoportok szerint nemeként	37. old.
8. ábra A 2. diplomát szerzők megoszlása 2. diplomájuk képzésterülete szerint, és a felsőoktatásba 1. helyen történő jelentkezések megoszlása képzésterületek szerint	92. old.
9. ábra Foglalkoztatottság-védelmi (EPL) index	112. old.
10. ábra A szabályozott foglalkozásokban dolgozók aránya Európában 2015-ben %	114. old.
11. ábra A közsférában foglalkoztatott diplomások a diplomás foglalkoztatottak arányában nemek szerint, 25-64 évesek 1993-2015	116. old.
12. ábra Az oktatásban, egészségügyben, szociális ellátásban és a közigazgatásban foglalkoztatott diplomások a diplomás foglalkoztatottak arányában, 25-64 évesek 1993-2015	117. old.
13. ábra A szakképzett pedagógusok keresete az azonos végzettségű egyéb diplomások keresetének arányában, 1994-2015	120. old.
14. ábra A szakképzett pedagógusok keresete az azonos végzettségű egyéb diplomások keresetének arányában gyakorlati idő szerint 2001-ben, 2003-ban és 2015-ben	122. old.
15. ábra Empirikus (Kaplan-Meier) túlélési függvények (tanári állásban marad) nemeként és korcsoportok szerint	146. old.
16. ábra Az orvosok keresete a nem orvosként dolgozó egyetemi végzettségűek keresetének arányában, 1994-2015	170. old.
17. ábra Kumulált gyakorisági függvények: Pályaelhagyó / Külföldre megy / Inaktív státuszba kerül / Meghal	179. old.

18. ábra	Kumulált gyakorisági függvények korcsoportonként – külföldre költözik	185. old.
19. ábra	Kumulált gyakorisági függvények – inaktív státuszba kerül, nemek szerint	188. old.
20. ábra	Kumulált gyakorisági függvények korcsoportonként - Magyarországon pályaelhagyó	189. old.
21. ábra	A külföldön dolgozó orvosok hazatérő migrációja – Kaplan-Meier túlélési függvények	198. old.

BEVEZETÉS

A foglalkozások összetétele komolyan változik az idők során. Új foglalkozások jelennek meg, és a régebbi foglalkozások egy része eltűnik. Ezt a folyamatot sok tényező befolyásolja: a technológia változása, a külkereskedelem, a népesség kor és iskolázottság szerinti összetételének változása, a szabályozási környezet változása, a munkaerő-piaci intézmények átalakulása. Az egyének is sokféle ok miatt dönthetnek foglalkozásuk megváltoztatása mellett. Oka lehet a foglalkozási mobilitásnak a végzettség és munkahely nem megfelelő illeszkedése, az egyén körülményeiben (például családi állapotában, vagy egészségi állapotában) bekövetkezett változások, a piacon végbement exogén változások, a karrier-létrán történő előrehaladás, vagy a munkaerő-piaci életpálya elején jellemző keresési időszak (*job-shopping*) stb..

A foglalkozási mobilitás jelentősen hozzájárulhat a gazdasági növekedéshez, mivel az egyik kulcsa lehet a hatékony erőforrás-allokációnak. Foglalkozási mobilitás nélkül a vállalatok folyamatos alkalmazkodása hátrányt szenvedhet, és lelassulhat a hanyatló szektorokból a növekvő szektorokba történő munkaerő-áramlás (lásd például *Davis – Haltiwanger, 2014*). A foglalkozási mobilitás komolyan hozzájárulhat az innovációhoz, különösen a tudás-intenzív szektorokban. A magas foglalkozási mobilitási ráták ugyanakkor komoly tranzakciós költségekkel is járhatnak. A foglalkozási mobilitás jelentős emberi tőke veszteséget is okozhat, nem csak az egyén, hanem a társadalom számára is, ha nagy a kiáramlás azokból a foglalkozásokból, melyek nagyobb arányban igényelnek speciális ismereteket, melyek megszerzése hosszú időt vesz igénybe. Ez a probléma különösen érintheti a közszférát, ahol a bérmeghatározás jóval kevésbé rugalmas, mint a versenyszférában, és ahol nagy a meghatározott képesítéshez kötött foglalkozások aránya.

Az elmúlt években a foglalkozási mobilitás okairól és következményeiről számos kutatási eredmény született a nemzetközi irodalomban. A kutatások egy része az emberi tőke elmélet (*human capital theory*) nézőpontjából vizsgálta a kérdést, más munkák a keresési modellek (*search theory*) és a párosítási modellek (*matching theory*) feltevéseit használták.

A hagyományos emberi tőke modell (*Becker, 1975; Mincer 1974*) a képzettséget két összetevőre bontja, az általános képzettségre, mely olyan készségeket jelent, melyek, transzferálhatók a munkáltatók között, és mindenhol egyformán növelik az egyének termelékenységét, és a vállalat-specifikus képzettségre, mely csak az adott munkáltatónál növeli az egyén termelékenységét és nem transzferálható a munkáltatók között. A hagyományos emberi tőke modellt számos tanulmány továbbfejlesztette, és a foglalkozás-specifikus készségeket, tudás szerepét vizsgálták (például *Goldsmith és Veum 2002; Schmieder 2007; Zangelidis 2008; Kambourov és Manovskii 2009a; Kambourov és Manovskii 2009b; Sullivan 2010*). A foglalkozás-specifikus emberi tőkét rendszerint az adott munkahelyen, foglalkozásban eltöltött gyakorlati idővel (*tenure*) mérték. Bár a mért hatások a felhasznált adatbázisok és az empirikus specifikáció szerint különböztek, e tanulmányok közös konklúziója az volt, hogy a foglalkozás-specifikus ismeretek fontos összetevői a bérmeghatározásnak és a foglalkozási mobilitásnak. A legtöbb tanulmány, mely a foglalkozásban eltöltött gyakorlati időt használja a foglalkozás-specifikus emberi tőke mércéjéül, nem foglalkozik azzal a kérdéssel, hogy a különböző foglalkozásokhoz kapcsolható specifikus ismeretek nem egyforma mértékben vihetők át a foglalkozások között. *Shaw (1984)* vizsgálta először a foglalkozás-specifikus emberi tőke transzferálhatóságának foglalkozási mobilitásban játszott szerepét. Shaw azt emelte ki, hogy foglalkozási mobilitás esetén a foglalkozás-specifikus emberi tőke hozama nem vész el teljes egészében, hanem attól függően alakul, hogy milyen mértékben vihetők át a foglalkozás-specifikus ismeretek az egyik foglalkozásból a másikba. Az egyének minden foglalkozásváltoztatáskor foglalkozás-

specifikus emberi tőkéjük bizonyos hányadát át tudják vinni új foglalkozásukba, azt, hogy mekkora hányadát, az attól függ, hogy a régi és az új foglalkozáshoz szükséges ismeretek, készségek (*skillek*) mekkora hányada közös. Például, a legtöbb készség, ismeret, melyet mérnökként használt valaki, nem átvihető az orvosi foglalkozásba, de egy könyvelő készségei, ismeretei jól hasznosíthatók egy könyvvizsgálói állásban. *Shaw (1987)* azt találta, hogy a foglalkozási mobilitás gyakoribb, ha a foglalkozás-specifikus ismeretek, skillek transzferálhatóbbak, és kisebb a foglalkozási mobilitás valószínűsége, ha a munkavállaló skilljeinek és a foglalkozási követelményeknek megfelelő az illeszkedése. *Dolton és Kidd (1998)* a foglalkozási mobilitás vizsgálatánál foglalkozás-specifikus és általános készségeket, tudást különböztettek meg, és azt vizsgálták, hogy mi a kapcsolat az emberi tőke e két eleme és a foglalkozás változtatás valószínűsége között. Eredményeik szerint minél több valakinek az általános készsége, annál nagyobb valószínűséggel változtat foglalkozást, és a foglalkozás-specifikus ismeretek növekedésével csökken a foglalkozási mobilitás valószínűsége. *Lazear (2009)* a foglalkozás-specifikus emberi tőke elgondolását továbbfejlesztve dolgozta ki az úgynevezett „skill-súlyozási” (*“skill-weight”*) elméletet, mely szerint a skillek, ismeretek általánosak, de minden munkáltató az általános skillek különböző kombinációját igényli. Ezért, az, hogy két foglalkozás között az egyén humán tőkéje mekkora hányada vihető át, az attól függ, hogy milyen különbségek vannak a régi és az új állás között a skill-követelményekben. Ezt az elgondolást többen is tesztelték empirikusan. *Gathmann és Schönberg (2010)* a skillek, készségek három aggregált csoportjára (analitikus, manuális és interaktív) vizsgálták a skillek átvihetőségének mértékét 64 foglalkozás esetében. Eredményeik azt mutatták, hogy az egyének inkább olyan foglalkozásokba mennek át, melyek skill-, készségkövetelményei hasonlóak a korábbi foglalkozásuk skill-követelményeivel.

Az életpálya elején megfigyelhető – gyakori – foglalkozásváltást leíró keresési, „*job shopping*” modellek (*Johnson, 1978; Topel – Ward, 1992*) azt emelik ki, hogy a munkaerő-

piacra lépés kezdetekor, az életpálya elején az egyének még nem ismerik sem saját képességeiket, sem saját, a munkahellyel, foglalkozással szemben támasztott preferenciáikat és ezek, csak meghatározott munkaerő-piaci tapasztalattal ismerhetőek meg. A keresgélési, „*job-shopping*” időszak az az időszak, melynek során a fiatal munkavállalók a különböző foglalkozásokat, munkahelyeket kipróbálják. Ennek a kísérletezési, megismerési időszaknak köszönhetően szereznek ismereteket saját képességeikről és a foglalkozások, munkahelyek követelményeiről, jellemzőiről, és így jutnak el a megfelelően illeszkedő foglalkozásba. Emiatt az életpálya elején sokkal gyakoribbak a foglalkozásváltások, mint az életpálya későbbi időszakaiban.

A foglalkozási mobilitás egyik előfeltétele, hogy a munkavállalók készségei, ismeretei, vagy azok egy része transzferálhatók legyenek a különböző foglalkozások között. Ezért a közoktatási, felsőoktatási, képzési és az élethosszig tartó tanulást érintő szakpolitikák meghatározó hatással vannak a foglalkozási mobilitás alakulására. Azokban az országokban, melyekben az oktatáspolitikai az általános ismeretek megszerzésére helyezi a hangsúlyt, és ahol ösztönzik az élethosszig tartó tanulásban a részvételt, rendszerint nagyobb a foglalkozási mobilitás, és könnyebb az alkalmazkodás a munkaerő-piac változó igényeihez. Azokban az országokban viszont, melyekben a foglalkozás-specifikus ismeretekre helyezik a hangsúlyt a közoktatásban, rendszerint kisebb a foglalkozási mobilitás (*Johnson, 1979; Krueger-Kumar, 2004; ILO, 2010*). A felsőoktatás struktúrája és tartalma is hatással van a foglalkozási mobilitás alakulására. Egyrészt a hallgatók tudományterületek szerinti összetétele befolyásolja a foglalkozási mobilitás intenzitását, mivel képzési területek szerint különbözik, hogy a tanulmányok milyen arányban nyújtanak transzferálható ismereteket és szűken vett szakmai ismereteket. Másrészt attól is függ a foglalkozási mobilitás mértéke, hogy a felsőfokú tanulmányok a kezdetüktől és a teljes tanulmányi idő alatt is, főleg csak szűken vett specifikus szakmai ismereteket közvetítenek, vagy a tanulmányi idő egy-egy szakaszában általános

ismereteket is adnak-e? A felsőoktatásban a bolognai rendszer bevezetésének egyik célja, az európai országok felsőoktatási struktúrájának és kvalifikációs rendszerének egységesítése mellett, éppen az volt, hogy az általános készségek megerősítésével, a képzés flexibilisebbé tételével javítsa a felsőfokú végzettségűek foglalkoztathatóságát. Foglalkoztathatóság alatt nem csak azt értik, hogy a végzettek végzés után azonnal el tudjanak helyezkedni, vagy önfoglalkoztatóvá tudjanak válni, hanem azt is, hogy később képesek legyenek mozogni a munkaerő-piacon, hogy a mobilitás lehetőségének birtokában legyenek (*Schomburg-Teichler, 2011; Pavlin-Svetlik, 2014*). A felsőoktatás alapfeladata ebben az értelmezésben egyrészt az, hogy felvértezze a hallgatókat azokkal az ismeretekkel, skillekkel és kompetenciákkal, melyekre szükségük van munkahelyükön, melyeket a munkáltatók igényelnek, és melyek azonnali foglalkoztathatóságukhoz hozzá tudnak járulni. Másrészt, hogy biztosítsa, hogy a végzetteknek lehetőségük legyen arra, hogy egész életpályájuk során fenn tudják tartani, és meg tudják újítani azokat a skilljeiket, ismereteiket, melyek biztosítják foglalkoztathatóságukat, akár foglalkoztatottak, akár önfoglalkoztatók. Ezért, végzéskor a hallgatóknak nem csak tudományterületükről kell alapos ismeretekkel rendelkezniük, hanem olyan általános készségeknek is birtokában kell lenniük, melyek a folyamatos alkalmazkodást lehetővé teszik. Ezek közé az általános készségek közé tartozik például, hogy más tudományterületek ismereteit is megértsék, és alkalmazni legyenek képesek, hogy rugalmas tanulmányi utakat tudjanak követni és, hogy tudják követni saját szakmájuk fejlődését, vagy szükség szerint képesek legyenek más szakmákat is elsajátítani (*Tomlinson, 2014*).

Az európai országok többségében tradicionálisan alacsonyabb volt a foglalkozási mobilitás, mint az Egyesült Államokban, vagy más tengerentúli országokban. Ennek részben a munkaerő-piaci szabályozás eltérése, részben az oktatási, képzési rendszer különbsége a magyarázata. Ugyanakkor, az egyre inkább tudás-alapú gazdaságban a foglalkozási mobilitás ösztönzése alapvető a gazdaság strukturális változásaihoz történő alkalmazkodás

elősegítéséhez. Ezért, az elmúlt években számos kezdeményezés, javaslat született, részben az oktatási, képzési rendszer, részben a munkaerő-piaci szabályozási rendszer olyan módon történő átalakítására, mely ösztönzi a foglalkozási mobilitást (*lásd például COM (2002) 72*).

Az értekezés a magyarországi, felsőfokú végzettségűek foglalkozási mobilitásának kérdéseit vizsgálja. Az első részben, az 1. fejezetben a foglalkozási mobilitás alakulását, a mobilitás mértékét, iskolázottság szerinti különbségeit, a mobilitás meghatározóit elemzem, az 1997 és 2014 közötti időszakra vonatkozóan. A fejezet bemutatja, hogy a magyar foglalkozási mobilitás mértéke kicsi nemzetközi összehasonlításban. A mobilitás a fiatal korcsoportokban, a keresgélési időszakban nagyobb, az életpálya későbbi szakaszaiban jóval kisebb, de az életpálya elején megfigyelt mobilitás is átlag alatti nemzetközi összehasonlításban. Iskolázottság szerint vizsgálva a mobilitás valószínűségének különbségeit, a foglalkozási mobilitás valószínűsége azokban a csoportokban kisebb, melyek tagjai több specifikus ismerettel rendelkeznek: a szakmunkás, szakiskolai végzettségűek és a felsőfokú végzettségűek körében. E két csoport azonban különbözik a mobilitás irányát tekintve. A szakmunkás/szakiskolai végzettségűek közül azok, akik foglalkozást változtatnak, nagyobb valószínűséggel mozdulnak el lefelé a foglalkozási hierarchiában. Ez arra utal, hogy transzferálható ismereteik, skilljeik csak a foglalkozási hierarchia alacsonyabb szintjein hasznosíthatók, hogy nem rendelkeznek elegendő általános ismerettel, készséggel. A felsőfokú végzettségűek is kisebb valószínűséggel változtatnak foglalkozást, mint az érettségizettek, vagy általános iskolai végzettségűek, de közülük a foglalkozást változtatók nagyobb valószínűséggel mozdulnak felfelé a foglalkozási hierarchiában. A felsőfokú végzettségűek foglalkozás változtatásai tehát inkább a karrier-létrán történő előrehaladáshoz kapcsolhatók.

Az értekezés második része a fiatal diplomások életpályájának elején megfigyelhető, előre tervezett foglalkozási mobilitási döntésekkel foglalkozik. A hallgatói mobilitási

döntéseket vizsgálja, melyet nem a földrajzi mobilitás értelmében vizsgál az értekezés, hanem a felsőoktatási rendszeren belüli mobilitásként definiálja, melynek elemei lehetnek az egyik tanulmányi programból a másikba történő váltás, a több programban történő egyidejű tanulmányok folytatása, a tanulmányok meghosszabbítása, újabb végzettség megszerzése az első diploma megszerzése után. Az értekezés 2. és 3. fejezete, azt mutatja be, hogy a felsőoktatásba jelentkezők és a felsőoktatásban végzettséget szerzők mennyiben veszik figyelembe későbbi foglalkoztathatóságuk, az esetleges foglalkozási mobilitásuk szempontjait felsőfokú jelentkezéseik és az első diplomaszerezést követő, további felsőfokú tanulmányaikkal kapcsolatos döntéseik során. Másrészt azt elemzi, hogy a felsőoktatási férőhelykínálat szabályozása hogyan alakítja a felsőoktatásba jelentkezők felsőoktatási jelentkezési stratégiáját, majd a diplomaszerezést követő, további felsőfokú tanulmányaik valószínűségét. Bemutatja, hogy a preferált szakokon a felsőoktatási férőhelyek számának korlátozása azzal a következménnyel jár, hogy folyamatosan fenntartja a hallgatói keresletet a kevésbé jó munkaerő-piaci lehetőségeket nyújtó képzések iránt és azt, hogy az ezeken a szakokon végzettek, azok, akik nem az általuk leginkább preferált képzési területen szereztek diplomát, nagyobb valószínűséggel szereznek újabb végzettséget első diplomájuktól eltérő képzési területen. Ez azzal a következménnyel jár, hogy hallgatói életpályájuk meghosszabbodik, és formális képzésük költségei emelkednek. A felsőfokú végzettségűek hallgatói mobilitása és munkaerő-piaci életpályájuk kezdetén megfigyelhető foglalkozási mobilitása között átváltás van. Magyarországot a nagymértékű hallgatói mobilitás és a – nemzetközi összehasonlításban – kisebb mértékű életpálya eleji mobilitás jellemzi. Részben azért, mert a felsőfokú képzés a tanulmányok kezdetétől nagy súlyt fektet a foglalkozás-specifikus ismeretek átadására, részben a munkaerő-piaci szabályozás következtében, amiatt, hogy Magyarországon nemzetközi összehasonlításban is nagy a szabályozott, meghatározott képesítéshez kötött foglalkozások aránya.

A diplomások foglalkoztatásában komoly - bár csökkenő - szerepet játszik a közszféra. Az értekezés harmadik része két kiemelt, a közszféra felsőfokú végzettségű foglalkoztatottjai között nagy arányt képviselő szakma foglalkozási mobilitásának alakulását vizsgálja. A 4. fejezet a pedagógusok, az 5. fejezet az orvosok foglalkozási mobilitását, pályaelhagyását elemzi. Mindkét vizsgált szakma gyakorlása meghatározott képesítéshez kötött, e foglalkozások képzési ideje – elsősorban az orvosok esetében – nagyon hosszú és költséges. Az adott közfeladat (oktatás, egészségügyi ellátás) minősége pedig meghatározó mértékben függ attól, hogy milyen képességekkel, felkészültséggel dolgoznak e szakmák képviselői. A 4. fejezet bemutatja, hogy a tanári pálya választásában, a pálya elején megfigyelhető negatív szelekciós folyamatok, az, hogy a kevésbé jó képességűek választják a tanári pályát, a későbbiekben is megmaradnak, a pályát azok hagyják el nagyobb valószínűséggel, akiknek jobbak az alternatív munkaerő-piaci lehetőségeik. A pályaelhagyási döntésekben meghatározó szerepe van a kereseteknek, a pedagógusok relatív kereseti helyzetének tartós javítására lenne ahhoz szükség, hogy meggátolható legyen a tanári minőség romlása. Ugyanakkor, az értekezés azt is bemutatja, hogy azok a ciklikus, egységes béremelések, mint például a 2002-es közalkalmazotti béremelés, melyeket a rákövetkező években a pedagógusok relatív kereseti helyzetének ismételt romlása követ, nem tudják meggátolni a negatív szelekciós folyamatokat, és azokat a tanári csoportokat ösztönzi maradásra, akik alternatív munkaerő-piaci lehetőségei rosszabbak. Az 5. fejezet az orvosok pályaelhagyását vizsgálva bemutatja, hogy az orvosok külföldre vándorlásával egyforma mértékű probléma az orvosok belföldi pályaelhagyása is, az, hogy az orvosok más pályákon helyezkednek el Magyarországon.

Végül, a „Összegzés” című fejezet a felsőfokú végzettségűek foglalkozási mobilitásának legfontosabb sajátosságait foglalja össze.

I. rész

A FOGLALKOZÁSI MOBILITÁS MÉRTÉKE

1. FEJEZET

A FOGLALKOZÁSI MOBILITÁS MÉRTÉKE ÉS ISKOLÁZOTTSÁG SZERINTI KÜLÖNBBSÉGEI MAGYARORSZÁGON 1997-2014

A magyarországi foglalkozási mobilitás alakulását viszonylag kevés munka vizsgálta. A gazdasági átmenet munkaerő-piaci következményeit, a munkaerő reallokációját tárgyaló irodalom elsősorban a különböző iskolai végzettségek munkaerő-piaci lehetőségeinek változásával (*Kertesi-Köllő 2001, 2006*), a foglalkoztatottak tulajdonosi szektorok és az ágazatok közötti átrendeződésével foglalkozott (*Kézdi, 2002; Kőrösi, 2005a, 2005b*). Emellett, a 2000-es évek elejétől kezdve számos mű elemezte a felsőfokú végzettségűek megnövekedett kínálatának és a diplomák piaci értékének változását, hatását a felsőfokú végzettségűek munkaerő-piaci helyzetére (*Galasi 2004a, 2008; Kertesi-Köllő 2001, 2006*), de csak néhány munka vizsgálta közvetlenül a foglalkozási mobilitást (*Boeri-Flinn, 1997; Berde-Scharle 2004; Balogh-Róbert, 2008; Elek-Szabó 2016*).

A gazdasági átmenet komoly átrendeződést hozott a foglalkoztatottság összetételében az összes átmeneti gazdaságban. *Sabirianova (2002)* az 1985-1998 időszakra vonatkozóan vizsgálta a gazdasági átmenet idején megfigyelhető foglalkozási mobilitást, az emberi tőke reallokációját Oroszországban. Eredményei azt mutatták, hogy a gazdasági átalakuláshoz köthető nagyarányú munkahelyrombolás és munkahelyteremtés jelentősen megnövelte a foglalkozási mobilitást az átmenetkor Oroszországban. 1991 és 1998 között a foglalkoztatottak 48 százaléka foglalkozást változtatott. 1996 után a foglalkozási mobilitás

aránya csökkenni kezdett, a strukturális átalakulás lassulása és a foglalkozási összetétel stabilizálódása következményeként. *Svejnar (2002)* eredményei szerint a Cseh Köztársaságban és Észtországban a gazdasági átalakulás kezdetekor, egy rövid, 4-5 éves időszak alatt a foglalkoztatottak több mint fele ment át újonnan alapított vállalatokba, de nem tudjuk, hogy mekkora hányaduk változtatott foglalkozást is. *Campos-Dabušínskas (2009)* az észt munkaerő-felvételek adataira támaszkodva részletesen dokumentálja az 1989 és 1995 közötti foglalkozási mobilitást Észtországban. Eredményeik szerint a foglalkoztatottak 35-50 százalék változtatott foglalkozást, és e változtatások zöme az átmenet első egy-két évében következett be. *Boeri és Flinn (1997)* négy átmeneti gazdaságban, a Cseh Köztársaságban, a Szlovák Köztársaságban, Lengyelországban és Magyarországon vizsgálta – többek között – a foglalkozási mobilitás alakulását a gazdasági átmenet idején, a munkaerő-felvételek adataira támaszkodva. Kilenc foglalkozási csoportot különböztettek meg, és azt találták, hogy a vizsgált négy országban rendkívül alacsony volt a foglalkozási mobilitás szintje az 1990-es évek elején, közepén, az alacsony foglalkozási mobilitást mutató Olaszországhoz képest is nagy lemaradás mutatkozott.

A magyar átalakulást vizsgáló munkák a felsőfokú végzettségűek iránti, rövid idő alatt lejátszódó, komoly keresletbővülésről számoltak be. *Kőrösi (2005a, 2005b)* a foglalkoztatottság 1993 és 2002 között megfigyelhető ágazati átalakulásának, a munkahelyteremtés és rombolás ágazati különbségeinek elemzése mellett bemutatta, hogy a versenyszférában az alacsonyan képzettek állásai folyamatosan elvesztek, az érettségizettek foglalkoztatása alig változott, és csak a diplomások számára bővült 1996 után a munkapiac. *Kézdi (2002)* azt mutatta be, hogy 1995 után minden ágazaton belül megfigyelhető volt a magasabb képzettségűek arányának növekedése, az iskola bérekben mért hozadéka pedig gyorsan nőtt, és ebben jelentős szerepe volt a külföldi tőkének.

Kertesi és Köllő (2001) a különböző iskolázottságú és életkorú munkaerőcsoportok piaci lehetőségeinek 1986 és 1999 közötti változását elemezte. Eredményeik szerint az iskolázottság hozama minden korosztályra kiterjedően emelkedett a transzformáció elején. A transzformációs visszaesés után azonban, a piaci intézmények megszilárdulásával, az új technológiák megjelenésével, az iskolázottság általános felértékelődése megállt. A tudás felértékelődése a technológiai megújulás időszakában a fiatalabb korosztályokra korlátozódott. *Kertesi és Köllő (2006)* azt találta, hogy a transzformációs sokk lezárulása, 1995 után az újonnan keletkező teljes munkaidős foglalkoztatotti állások csaknem 50 százaléka diplomás foglalkozásokban jött létre. Az állások egy kisebb része a gazdasági növekedést előidéző versenyszféra tipikus foglalkozásaiban (mérnök, számítástechnikai, egyéb műszaki, gazdasági, pénzügyi, jogi, magasan képzett ügyintézői) foglalkozásokban keletkezett. Ezekről a foglalkozásokról *Kertesi és Köllő* megállapította, hogy fiatalodó foglalkozások voltak, vagyis a fiatal diplomások ezekbe a foglalkozásokba áramlottak. Az új diplomás állások egy másik része a költségvetési szféra által dominált, előregedő, illetve stabil korösszetételű diplomás foglalkozásokban keletkezett, vagyis ezekben a foglalkozásokban az idősebb diplomások kerestek munkát. A fiatal diplomások beáramlása ezekbe a foglalkozásokba viszonylag mérsékelt volt. *Kertesi és Köllő* azt is bemutatta, hogy az 1990-es évek második felétől a diplomás foglalkozások egyre inkább feltöltődtek diplomásokkal, illetve hogy az ügyviteli-irodai foglalkozások álláshelyeinek egy részére fokozatosan benyomultak a diplomások. Ezt a jelenséget korábban *Galasi (2004b)* is bemutatta. Galasi azt vizsgálta, hogy a munkahelyi követelmények megváltozásának hatására hogyan változott 1994-2002 között a felsőfokú végzettséggel felsőfokú végzettséget igénylő foglalkozásokban foglalkoztatott munkavállalók aránya. Felsőfokú végzettséget igénylő foglalkozásként definiálta azokat a foglalkozásokat, amelyben a munkáltatók a felsőfokú végzettségű munkavállalóknak legalább 44 százalékkal magasabb bért fizettek, mint az

ugyanebben a foglalkozásban dolgozó középfokú végzettségű munkavállalóknak. Eredményei szerint a felsőfokú végzettséget igénylő foglalkozásokban foglalkoztatott felsőfokú végzettségűek aránya 1994 és 1997 között csökkent, 25 százalékról 20 százalékra, majd 1997 és 2000 között rohamosan, csaknem háromszorosára nőtt. 2000-ben már az összes felsőfokú végzettségű foglalkoztatott 73 százaléka felsőfokú foglalkozásokban dolgozott. Vagyis, a kilencvenes évek második felében a felsőfokú végzettségű munkavállalók munkahelyek közötti re-allokációját a foglalkozás és iskolai végzettség egyre jobb illeszkedése jellemezte, vagyis felsőfokú végzettséggel egyre többen dolgoztak olyan foglalkozásokban, amelyek felsőfokú végzettséget igényeltek. *Galasi (2004c)* is bemutatta, hogy Magyarországon a kilencvenes években gyakorlatilag változatlan foglalkoztatás mellett erőteljesen megnőtt a felsőoktatás létszáma. Ebben az időszakban a kereslet szerkezetének az iskolázottabb munkavállalók iránti eltolódását lehetett megfigyelni, ami részben a technológiai/technikai változások által kiváltott, nem csak az átmeneti gazdaságokban megfigyelhető keresletváltozás, részben az átalakuló gazdaság munkahely-teremtési, munkahely-rombolási tendenciáival volt összefüggésbe hozható. Az iskolázottabb munkavállalók kínálata az időszak első felében – nagyjából a kilencvenes évtized végéig – viszonylag rugalmatlan volt, majd az iskolázottabb munkavállalók oktatási kibocsátásának növekedése következtében rugalmasabbá vált.

Berde és Scharle (2004) a foglalkozásváltás gyakoriságát mutatta be, az alkalmazotti és az önfoglalkoztatói csoporton belül az 1992 és 2001 közötti időszakra vonatkozóan. Az elemzéshez a KSH Munkaerő-felvételek adatait használták, az utolsó negyedév és első negyedév közötti váltásokat vizsgálták. A foglalkozás változtatást a kétjegyű FEOR-kategóriák közötti váltással definiálták. Azt találták, hogy a foglalkozási mobilitás 1992-től 1997 elejéig inkább csökkent, 2001 után pedig stagnált, illetve lassan nőtt. Az alkalmazottak között átlagosan valamivel magasabb volt a szakmaváltás gyakorisága, mint az

önfoglalkoztatók körében. *Balogh és Róbert (2008)* a TÁRKI Háztartások Életút Vizsgálata és a Magyar Háztartás Panel vizsgálat adataira támaszkodva az 1992-2007 közötti időszakra vonatkozóan vizsgálta a felfelé és lefelé mobilitás gyakoriságának alakulását Magyarországon. Eredményeik szerint a magasabb iskolai végzettség nagymértékben valószínűsíti a felfelé mobilitást, míg az alacsony iskolai végzettség inkább lefelé mobilitáshoz vezet. A fiatal pályakezdők esetében sokkal nagyobb mértékű foglalkozási mobilitás mutatkozott, mint az idősebbek körében. A diplomás pályakezdőknél a felfelé mobilitás előfordulása az 1990-es évek közepétől az ezredfordulóig emelkedett, utána pedig csökkent. *Elek és Szabó (2013)* a közsférából történő munkaerő-kiáramlást elemezték, a KSH munkaerő-felvételeiből képzett panel adatbázis adatait felhasználva, de számításokat végeztek a közsféra és versenyszféra negyedéves átmenet-valószínűségeire más munkába, a foglalkozás és munkahelyváltásra is. A versenyszférában 1998 és 2009 között enyhén csökkenő tendenciát mutattak a más munkába történő átmenet-valószínűségek, és csekély mértékű, 1 és 0,4 százalék közötti átmenet-valószínűségeket lehetett megfigyelni. A közsférában 1998 és 2002 között stagnált a más munkába történő átmenet-valószínűség, majd csökkent. Értéke alacsonyabb volt, mint a versenyszférában, 0,2 százalék és 0,6 között mozgott.

A transzformációs sokkhoz hasonló nagy átalakulások hasonló mértékű átrendeződéshez vezettek a foglalkozási szerkezetben, a legtöbb országban. A nagy exogén sokkok idején megfigyelhető átrendeződésen kívüli időszakokban viszont a foglalkozási mobilitás mértéke nagyon különbözik az egyes országokban, és az iskolázottság és foglalkozási mobilitás közötti összefüggés is különbözőképpen alakul.

Elméletileg nehéz előre jelezni az iskolázottság és a foglalkozási mobilitás közötti kapcsolat irányát, mivel az iskolázottság két, egymással eltérő irányú hatást gyakorolhat a foglalkozási mobilitásra. Egyfelől a felsőfokú végzettségűek foglalkozásainak nagy része

nagyon specializált ismereteket igénylő foglalkozás, melyek megszerzéséhez hosszabb időre van szükség, és ezért a foglalkozás változtatása nagy emberi tőke veszteséggel járhat az egyén számára. Emellett az iskolázottabb egyének nagyobb valószínűséggel találnak megfelelő állást már karrierjük legelején, és ezért később kisebb valószínűséggel változtatnak foglalkozást. Másfelől, a felsőfokú végzettségűeknek a több foglalkozás-specifikus ismeretük mellett nagyobb az emberi tőkeállományuk, több általános készségük és transzferálható ismeretük is van, ami hozzájárulhat ahhoz, hogy rugalmasabban tudjanak alkalmazkodni a munkaerő-piaci igényekhez. Mivel többféle feladatot el tudnak látni, ezért jobbak lehetnek esélyeik a foglalkozás változtatáshoz, a technológia változása következtében változó munkakereslethez történő alkalmazkodáshoz.

A foglalkozási mobilitás mértékét számos tényező befolyásolja. A munkaerő-piaci intézmények rugalmassága, az adott ország oktatási rendszere és a munka-közbeni képzés gyakorisága, elterjedtsége, az élethosszig tartó tanulásban való részvétel stb., melyek az országok közötti különbségeket magyarázhatják.

Az Egyesült Államokban nagy a foglalkozási mobilitás szintje, aminek egyrészt az a magyarázata, hogy a munkaerő-piaci intézmények kevés akadályt állítanak a mobilitás elé, emellett a földrajzi mobilitás is nagyobb, mint a legtöbb európai országban (*Ester-Krieger, 2008; Bonin és szerzőtársai, 2008*). Az iskolarendszer a középiskola végéig kevéssé nyújt specializált ismereteket, ami szintén hozzájárul a munkaerő-piaci életpálya elején a nagyobb foglalkozási mobilitáshoz. *Kambourov és Manovskii (2009)* az Egyesült Államokra vonatkozóan azt találta, hogy az egyjegyű foglalkozási kódok szintjén a foglalkoztatottak átlagosan 13 százaléka változtatott foglalkozást évente 1968 és 1997 között. Háromjegyű foglalkozási kódokkal mérve a mobilitás 19 százalék volt. 1984 előtt a mobilitási ráták folyamatosan nőttek, majd azt követően állandósultak. Eredményeik azt is mutatják, hogy a foglalkozási mobilitás a gazdasági ciklusokkal ellentétesen alakult. A magasabb

iskolázottságúak kisebb foglalkozási mobilitási valószínűségét mutatták ki. *Moscarini és Thomsson (2007)* eredményei azt mutatták, hogy 1979 és 2004 között az Egyesült Államokban, 3 jegyű foglalkozási kódokkal mérve, havonta átlagosan a foglalkoztatott férfiak 3,5 százaléka változtatott állást. *Parrado és szerzőtársainak (2007)* az 1969-1980 és az 1981-1993 közötti időszakra vonatkozó számításai szerint a foglalkozási mobilitás aránya 15 és 20 százalék között mozgott évente átlagosan az első vizsgált periódusban, és 20-25 százalék között a második időszakban. Az iskolázottság és a foglalkozási mobilitás között negatív kapcsolatot találtak, az iskolázottabb egyének nagyobb valószínűséggel maradtak aktuális foglalkozásukban. Hasonlóan magas foglalkozási mobilitási arányokat mértek Kanadában is. *Chen és szerzőtársai (2008)* eredményei azt mutatták, hogy 4 jegyű foglalkozási kódokkal mérve a foglalkozási mobilitás üteme jelentősen emelkedett 1995 és 2000 között, majd egy rövid ideig tartó, 2001-ben és 2002-ben megfigyelhető csökkenés után a mobilitási ráta állandósult. A foglalkoztatott kanadaiak nagyjából 20 százaléka változtat foglalkozást évente, 4 jegyű foglalkozási kódokkal mérve, és 13 százalékuk egyjegyű foglalkozási kódokkal mérve. Iskolázottság szerint az eredmények azt mutatták, hogy az alacsonyabb iskolázottságúak nagyobb valószínűséggel változtattak foglalkozást.

Bár az európai országokban általában kisebb a foglalkozási mobilitás aránya, mint az Egyesült Államokban, vagy más tengerentúli országokban, az európai országok egy részében a foglalkozási mobilitás szintje megközelítette az amerikai szintet, bár időben elég változatos képet mutatott, és az országok egy részében nagyon érzékenyen reagált a gazdasági visszaesésekre és a válságra. A foglalkozási mobilitást vizsgáló európai országokra vonatkozó számítások nagy része az adott ország munkaerő-felvételeinek adatain alapul. Mivel a munkaerő-felvételek mintavételi eljárása, módszertana nagyon hasonló az európai országokban, így eredményeik jobban összevethetők a későbbiekben bemutatott, Magyarországra vonatkozó eredményekkel.

A legnagyobb foglalkozási mobilitási arányokat Dániában, Észtországban, Svédországban, Norvégiában és az Egyesült Királyságban mutattak ki (*Andersen és szerzőtársai, 2008*). Dániában nagyon kevés a mobilitást gátló munkaerő-piaci intézményi akadály, a foglalkozási mobilitás szintje megközelíti, sőt esetenként meg is haladja az Egyesült Államokban mért szintet. (*Eriksson - Westergaard-Nielsen, 2007*). Norvégiában 1972 és 2015 között az éves foglalkozási mobilitási ráta a foglalkoztatottak között átlagosan 14,1 százalék volt (*Due, 2016*). Észtországban *Campos and Dabušinskas (2009)* számításai szerint az 1990-es években átlagosan évente a foglalkoztatottak 10 százaléka változtatott foglalkozást. Ezt követően, a 2000-es évek elején a mobilitás évenkénti átlagosan 4 százalék körüli arányra csökkent és a válság alatt már csak évente átlagosan 3 százalék körül mozgott (*Meriküll, 2011*). Az Egyesült Királyságban *Dex, Lindley and Ward (2007)* eredményei szerint 2000-ben átlagosan a foglalkoztatottak 9,8 százaléka változtatott foglalkozás az egyjegyű ISCO¹ csoportokban. Egy másik munka, *Elliott és Lindley tanulmánya (2006)*, 1985 és 2000 között vizsgálta a foglalkozási mobilitás változását az Egyesült Királyságban 43 foglalkozási csoportban. Számításaik szerint a foglalkozást változtatók aránya 4 százalék és 8 százalék között mozgott évente. *Longhi és Brynin, (2010)* tanulmánya szerint éves átlagban a foglalkoztatottak egynegyede váltott foglalkozást az Egyesült Királyságban, és 85 százalékuk maradt ugyanabban a foglalkozásban. A foglalkozási mobilitás és az iskolázottság közötti kapcsolatra vonatkozó eredmények azt mutatták, hogy az Egyesült Királyságban minél iskolázottabb egy egyén, annál nagyobb valószínűséggel változtat foglalkozást, és annál nagyobb valószínűséggel lép előre a foglalkozási hierarchiában. Ezek a számítások is, az eddig ismertetett tanulmányokhoz hasonlóan, figyelmen kívül hagyták az új belépőket, azokat, akik inaktivitásból, vagy munkanélküliségből lépnek be a foglalkoztatásba, vagyis azokra a munkavállalókra vonatkoztak, akik korábban, a váltás előtt is a foglalkoztatásban

¹ International Standard Classification of Occupations. Az ILO foglalkozási kategóriarendszere
<http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/isco/>

voltak. *Carillo-Tudela és szerzőtársai* (2016) azt vizsgálták, hogy milyen munkaerő-piaci státuszból kerülnek az egyének új foglalkozásba az Egyesült Királyságban, és azt találták, hogy azok közül, akiket új foglalkozásban alkalmaztak 1992 és 2010 között, 43,5 százalék korábban állásban volt, 29,5 százalékukat vették alkalmazásba korábbi munkanélküli státuszból és 29 százalékukat inaktivitásból.

Franciaországban az eddig bemutatottnál kisebb a foglalkoztatás változtatók aránya. *Lalé* (2012) a francia munkaerő-felvételek adatain alapuló számításai szerint 1982 és 2009 között a foglalkoztatottak 7,4 százaléka változtatott átlagosan foglalkozást évente, és ebben az időszakban nem volt kimutatható egyértelmű trend a mobilitás alakulásában. *Lalé* eredményei szerint a mobilitás az iskolázottsággal együtt nőtt Franciaországban, de a különbségek nagyon csekélyek voltak iskolázottsági csoportok szerint. A viszonylag kismértékű francia foglalkozási mobilitás összefügg a csekély mértékű földrajzi mobilitással is (*Hassler és szerzőtársai*, 2005), mivel a kismértékű földrajzi mobilitás következtében az egyének csak a lakóhelyük közelében meglévő foglalkozásuk közül választanak.

Németországra vonatkozóan *Burda és Bachmann* (2008) azt találta, hogy 4 jegyű ISCO-88 szinten, 1980 és 2000 között, a foglalkoztatott 16-29 éves férfiak közül 6,2 százalék, a 16-29 éves nők közül 4,9 százalék változtatott foglalkozást átlagosan évente. A 30-49 évesek között a nők 2,8 százaléka, a férfiak 3,1 százaléka, míg az 50-64 évesek között a férfiak mindössze 0,9 százaléka és a nők 0,8 százaléka változtatott foglalkozást. Hasonló eredményről számolt be *Isaoglu*, (2010), aki éves szinten 4 jegyű ISCO-kód változásokkal mérte a mobilitást. *Longhi és Brynin* (2010) ugyancsak viszonylag kis foglalkozási mobilitási arányokról számol be Németországban. Eredményeik szerint a foglalkoztatottak 93 százaléka marad ugyanabban a foglalkozásban évente.

Egy adott ország oktatási rendszere az, hogy milyen képesítéseket, készségeket és kompetenciákat szereznek meg az oktatási rendszer különböző szintjein az ott végzettek,

hatással van a foglalkozási mobilitásra. A német oktatási rendszerben már a középfokú oktatásban is nagy arányban szereznek szakképzettséget. A német és a hasonló oktatási rendszerű országokban a szakképesítés megszerzése erős informális jelzést jelenthet a munkáltatónak, és közvetlenül egy-egy meghatározott, a szakképesítésnek megfelelő pozícióba vehetik fel a végzetteneket. A munkaerő-piaci pálya elején ezért kisebb lehet a foglalkozási mobilitás szintje, mint az olyan országokban, ahol a közoktatás nem nyújt szakképesítést, ezért a munkaerő-piaci életpálya elején hosszabb a keresési időszak.

A mediterrán országokban, Olaszországban, Spanyolországban, Portugáliában és Görögországban alacsony a foglalkozási és munkahelyi mobilitás, ami főként a merev munkaerő-piaci intézmények következménye (*Barone és szerzőtársai, 2011; Muffels- Luijkx, 2005*). A mediterrán országok között Spanyolországban nagyobb a foglalkozási mobilitás, mint Olaszországban, vagy Portugáliában. Ennek valószínűleg az a magyarázata, hogy Spanyolországban nagy a flexibilis és ideiglenes munkavállalás aránya, ezek az állások pedig vagy egy első lépcsőfokai lehetnek egy jobb pozíció elnyerésének, de a munkaerő-piaci karrier olyan ideiglenes állomásai is lehetnek, ahonnan a foglalkozási hierarchiában lefelé vezet az út (*Andersen és szerzőtársai, 2008*).

Az új EU tagállamok közül a közép-európai országokban – a Cseh Köztársaságban, Lengyelországban, Szlovákiában és Szlovéniában viszonylag kicsi a foglalkozási mobilitás, nagy a hosszú távú munkanélküliek aránya, és az idősek foglalkoztatási rája rendszerint alacsony. Ezekben az országokban –úgy tűnik -, hogy a munkaerő-piaci alkalmazkodás, rugalmasság is viszonylag kicsi (*Andersen és szerzőtársai, 2008*).

A Vavřinová és Krčková (2015) a 2002 és 2013 közötti időszakra vonatkozóan vizsgálta a foglalkozási mobilitás alakulását a Cseh Köztársaságban a cseh munkaerő-felvételek adatain. 4 jegyű ISCO kódokkal mérve a foglalkoztatottak átlagosan 4,1 százaléka változtatott foglalkozást évente a Cseh Köztársaságban. A 2002 és 2005 közötti időszakban a

foglalkoztatást változtatók aránya enyhén csökkent, majd 2007-ig 3,5 százalék körül állandósult. 2008-ban a foglalkozást váltók aránya hirtelen megnőtt 2,4 százalékponttal, és 2008-ban és 2009-ben 5,5 százalék körüli értékeket mutatott. Iskolázottság szerint vizsgálva a különbségeket, *Vavřinová és Krčková* azt találta, hogy a felsőfokú végzettségűek körében volt a legkisebb a foglalkozást változtatók aránya, évente 3,3 százalék, míg a legmagasabb foglalkozási mobilitási rátát, 4,4 százalékot az alapfokú oktatást végzettek körében mutatták ki.

Andersen és szerzőtársai (2008) az európai országok mintáján azt vizsgálták, hogy milyen összefüggés van a foglalkozási mobilitás és a munkavállalók védelmét szolgáló jogszabályok között. Eredményeik szerint azokban az országokban, ahol gyenge a munkavállalók védelme, ott nagyobb a felfelé irányuló foglalkozási mobilitás, így például az Egyesült Királyságban. Ugyanakkor, a foglalkozási mobilitás elsősorban a munkaerő-piaci flexibilitással van kapcsolatban, és csak kevésbé a munkavállalói biztonságot szolgáló intézményi feltételekkel.

Andersen és szerzőtársai (2008) az iskolázottság és foglalkozási mobilitás közötti kapcsolatot is vizsgálták. Az európai országok átlagában az iskolázottabb munkavállalók átlagosan kicsivel nagyobb foglalkozási mobilitási arányokat mutatnak, mint az alacsonyabb iskolázottságúak, de nagy különbségek vannak az országok között. Hollandiában, Németországban, Finnországban, Észtországban, Belgiumban és az Egyesült Királyságban a foglalkozást változtatók elsősorban a felső középfokú, és felsőfokú végzettek közül kerülnek ki. A dél-európai országokban, Olaszországban, Görögországban, Portugáliában, és Spanyolországban ezzel szemben a foglalkozást változtatók zöme alacsony végzettségű.

1.1. A felsőfokú végzettségűek foglalkozási csoportok szerint megoszlásának változásai

Kertesi és Köllő (2006) eredményei már utalnak arra, hogy a diplomások foglalkozások szerinti átrendeződésének legfontosabb összetevője a fiatal diplomások munkaerő-piacra történő beáramlása volt. A következőkben először azt vizsgáljuk meg, hogy a foglalkoztatott diplomások foglalkozási csoportok szerinti megoszlása hogyan alakult az idősebb, és a fiatal diplomások körében.

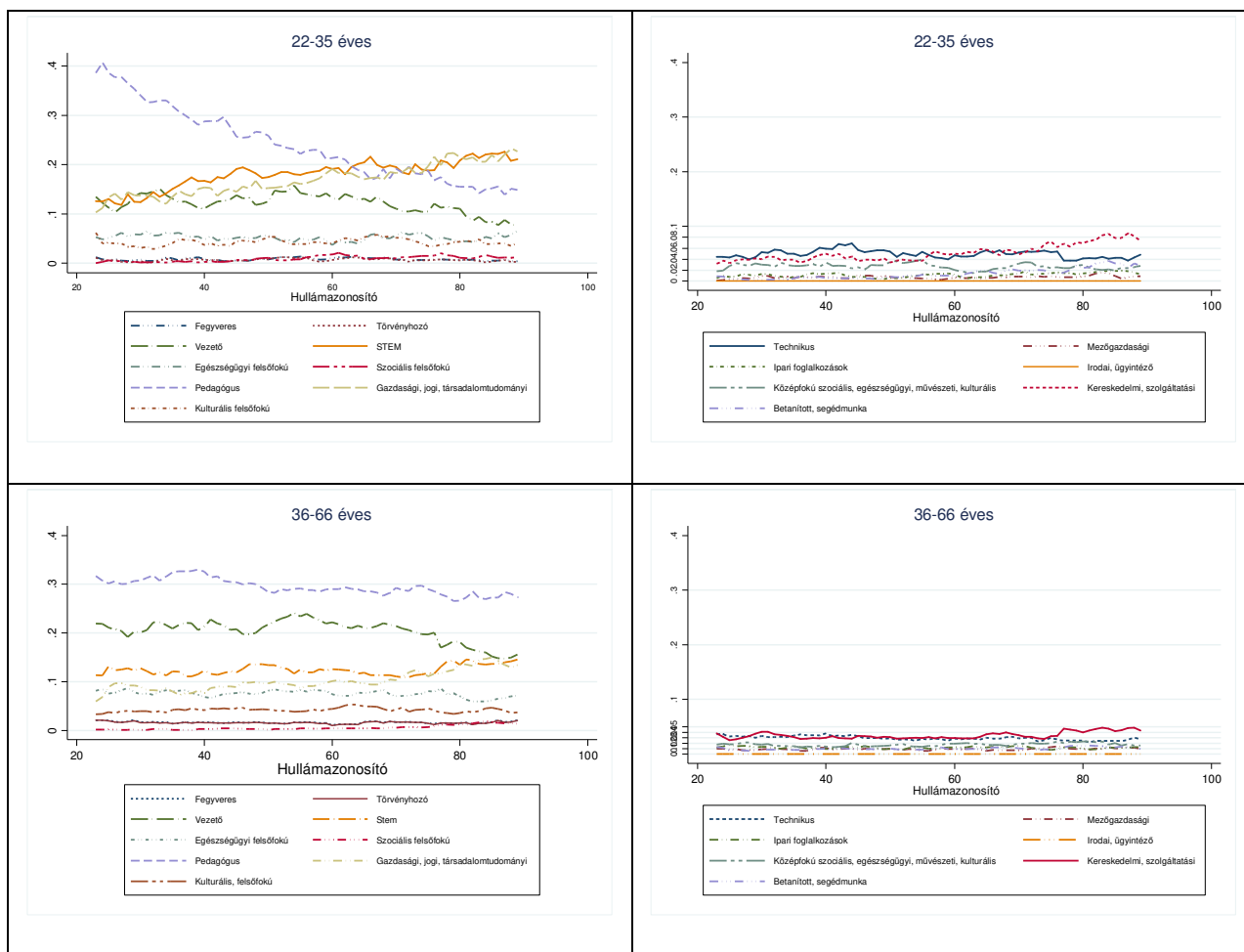
A felsőfokú végzettségűek iránti keresletnövekedés és a felsőfokú expanzió a diplomák képzési területek szerinti összetételének komoly változása mellett ment végbe. A felsőfokú végzettséget szerzők száma 1990 és 2015 között két és félszeresére nőtt, 1990-ben még csak 16 ezer fő szerzett diplomát, 2015-ben már 41 ezer fő. 1990 és 2011 között a 20-64 éves népesség körében a felsőfokú végzettségűek száma csaknem megkétszereződött, 660 ezer főről 1 230 ezer főre nőtt. A diplomások foglalkoztatottakon belüli arányai is növekedtek. 1990 és 2015 között a férfiak között az összes foglalkoztatott 11,8 százalékaról 22,7 százalékára nőtt a felsőfokú végzettségűek aránya, a nők között 11,8 százalékról 32 százalékra (*KSH Munkaerő-felvételek*). A diplomások képzésterületek szerinti összetétele is változott. 1990 és 2011 között a társadalomtudományi, jogi és gazdaságtudományi képzésterületen végzett diplomások aránya 16 százalékról 29 százalékra emelkedett, a matematika, számítástechnika és egyéb természettudományok képzésterületen diplomásainak aránya 2 és fél százalékról 5 százalékra (*KSH Népszámlálások*) nőtt.

Az *1. ábra* a fiatal (25-35 éves) és az idősebb (36-66 éves) diplomások összevont foglalkozási csoportok szerinti megoszlásának változásait mutatja be az 1997 és 2014 közötti időszakban. Mivel jelen értekezés elsősorban a felsőfokú végzettségűek mobilitásának okait,

következményeit vizsgálja, ezért az összevont foglalkozási csoportok kialakításakor arra törekedtem, hogy a felsőfokúnak tekintett foglalkozásokat részletesebb, nagyjából homogén foglalkozási csoportokba soroljam be (a csoportosítást a *Függelék F1. táblázata* közli).

1. ábra

A 22-35 éves és 36-66 éves diplomások megoszlása foglalkozási csoportok szerint 1997-2014



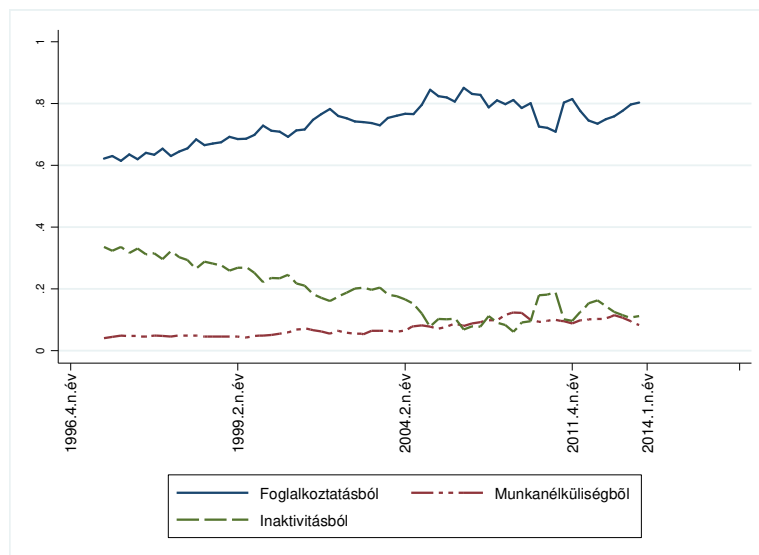
Forrás: Saját számítások a KSH 1997.1. negyedévi - 2014.1. negyedévi Munkaerő-felvételei adatai felhasználásával

A legszembetűnőbb változás, hogy a „Pedagógus” foglalkozási csoportban dolgozó fiatal diplomások aránya az 1997-es 39 százalékról 2014-re 15 százalékra csökkent, a „Gazdasági, jogi, társadalomtudományi” foglalkozási csoportban dolgozók aránya pedig 10 százalékról 22

százalékra nőtt ugyanebben az időszakban. 13 százalékról 21 százalékra nőtt a „*Műszaki, informatikai és természettudományi foglalkozások*” (STEM) foglalkozási csoportban dolgozók aránya a fiatal diplomások között, és 14 százalékról 8 százalékra nőtt a „*Vezető*” foglalkozási csoportban dolgozók aránya. Nőtt a „*Kereskedelmi, vendéglátó-ipari*” foglalkozási csoportban dolgozók aránya is a fiatalok között, 3 százalékról 7 százalékra. Az idősebb diplomások között ugyanazokban a foglalkozási csoportokban és ugyanabban az irányban változtak a foglalkozási csoportok arányai, mint a fiatalok között, de körükben jóval kisebb mértékű volt a foglalkozási csoportok közötti átrendeződés. A „*Pedagógus*” foglalkozási csoportban dolgozók aránya 32 százalékról 27 százalékra csökkent a 36-66 éves diplomások között. 22 százalékról 16 százalékra csökkent köztük a „*Vezető*” foglalkozási csoportban dolgozók aránya, a „*STEM*” foglalkozási csoportban dolgozók aránya 11 százalékról 15 százalékra nőtt, a „*Gazdasági, jogi és társadalomtudományi*” foglalkozási csoportban dolgozók aránya pedig 6 százalékról 14 százalékra emelkedett.

Az új foglalkozásokba beáramlók zöme korábban is foglalkoztatott volt, másik foglalkozásban. 1997 és 2004 között csökkent az inaktivitásból új foglalkozásba áramlók aránya (2. ábra). A munkanélküliségből új foglalkozásba lépők aránya stagnált ugyanebben az időszakban, a más foglalkozásból, foglalkoztatotti státuszból új foglalkozásba kerülők aránya pedig 60 százalékról 80 százalékra nőtt. 2004 után kis mértékben nőtt a munkanélküli státuszból új foglalkozásba kerülők aránya. A foglalkozási csoportok szerinti átrendeződés tehát elsősorban a foglalkoztatottak foglalkozások közötti áramlásának volt köszönhető, ami arra hívja fel a figyelmet, hogy a foglalkozások közötti átrendeződését, a munkakereslethez történő alkalmazkodást, nem csak a munkaerő-piacra újonnan belépők, vagy oda visszatérők összetételének változása határozza meg, hanem a foglalkozási csoportok közötti átrendeződésben a már korábban is állásban lévők foglalkozás változtatásai is fontos szerepet játszanak.

2. ábra

Az új foglalkozásba beáramlók megoszlása megelőző munkaerő-piaci státuszuk szerint

Forrás: A KSH Munkaerő-felvételek negyedéves hullámaiból saját számítások

1.2. A foglalkozási mobilitás gyakoriságának változásai

A foglalkozási mobilitás mértékét, meghatározóit, és az iskolázottság szerepét a mobilitási döntésekben a KSH Munkaerő-felvételeinek 1997-2014. évi hullámaiból képzett egyéni szintű, panel adatbázison vizsgáljuk. A Munkaerő-felvételek negyedévente végzett reprezentatív adatfelvételek, egy-egy negyedévben 70 ezer fő körüli egyéni megfigyeléssel. A minta cseréje rotációs eljárás segítségével történik. A mintába bekerült háztartásokhoz tartozó egyéneket hat egymást követő negyedévben figyelik meg, az egymást követő negyedévekben megfigyelt egyének adatai ezért panelba kapcsolhatóak, és megfigyelhetők az egyének foglalkozásváltozásai.

A foglalkozási mobilitást az egymást követő két negyedévben tapasztalt szakmabesorolások változásával mérjük a korábbi munkákhoz hasonlóan. Ennek a mérőszámnak mértéke, változása ugyanakkor nagyon nagymértékben függ egyrészt attól, hogy milyen időperiódusban vizsgáljuk a mobilitást, másrészt attól, hogy milyen aggregáltsági szintű foglalkozási csoportbesorolást használunk.

A foglalkozási besorolások legrészletesebb, 4 jegyű FEOR² besorolásai, vagy a nemzetközi kutatásokban használt 4-jegyű ISCO-kódok sem tudják követni az összes foglalkozásváltozást. Az egyének komoly előrelépést tehetnek a karrierjükben, úgy is, hogy foglalkozási besorolásuk változatlan marad. Például egy egyetemi karrier fontos állomásai lehetnek, a tanársegéd, adjunktus, egyetemi tanár docens közötti besorolás változások, míg a foglalkozási besorolása az egyénnek mindvégig változatlan marad (egyetemi oktató).

A foglalkozásváltozások követését az is nehezíti, hogy a FEOR besorolások többször változtak. 1997 és 2014 között, vagyis a vizsgált periódusban, egy nagyobb felülvizsgálat történt a FEOR besorolásokban. Az 1996-ban felülvizsgált foglalkozási rendszer (FEOR-93) 1997. január 1. és 2010. december 31. között volt hatályban, majd új, ismét felülvizsgált FEOR besorolási rendszer lépett hatályba. Az összehasonlítás megkönnyítése érdekében a kétféle besorolási rendszert egységesítettük és a megfigyeléseket az egységes besorolási rendszer alapján újrakódoltuk³. A foglalkozásváltozások vizsgálatát háromféle besorolás alapján végeztük el: egyrészt a legrészletesebb, 4-jegyű, valamint a 2-jegyű FEOR-besorolások felhasználásával, emellett a már korábban bemutatott összevont foglalkozási csoportok szerint is.

Az 3. ábra a foglalkozási mobilitás arányát mutatja a foglalkoztatottak között, a 4-jegyű, a 2-jegyű FEOR besorolás és az összevont foglalkozási csoportok szerint.

² A KSH által használt foglalkozási kategóriarendszer (Foglalkozások Egységes Osztályozási Rendszere).

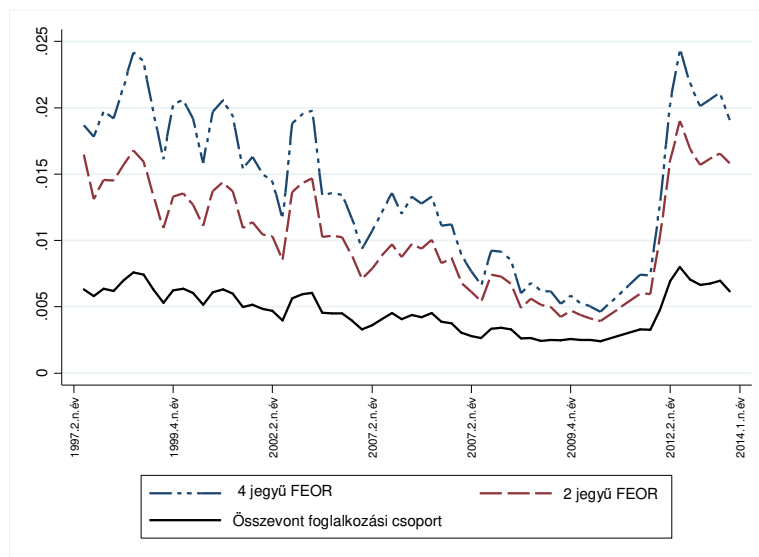
³ Az újrakódolást Tir Melinda végezte, akinek ezúton is szeretnék köszönetet mondani.

Értelemszerűen minél részletesebb foglalkozási besorolást használunk, annál nagyobb a foglalkozást változtatók aránya.

1997 és 2009 között mindhárom besorolás szerint a foglalkozási mobilitás csökkenő trendet mutatott Magyarországon. A mobilitás mértéke negyedévente 0,5-0,8 százalék között mozgott az összevont foglalkozási csoportok szintjén, 0,5-1,8 százalék között a 2 jegyű és 0,7-2,5 százalék között a 4 jegyű FEOR-csoportonként. Ezek az arányok nemzetközi összehasonlításban rendkívül kicsik, alacsonyabbak a legtöbb európai országban megfigyelt arányoknál is, nagyjából a Cseh Köztársaságban kimutatott foglalkozási mobilitásokhoz hasonlóak (*Vavřinová és Krčková, 2015*). 1997 és 2011 között a foglalkozást váltók aránya csökkenő tendenciát mutatott, majd 2011 végétől megnövekedett a foglalkozási mobilitás gyakorisága, de még így is az európai országok közötti legalacsonyabb arányok között maradt.

3. ábra

Foglalkozást változtatók a foglalkoztatottak arányában 4 jegyű, 2 jegyű FEOR csoportonként és összevont foglalkozási csoportok szerint 1997. 2. negyedév – 2014.1. negyedév

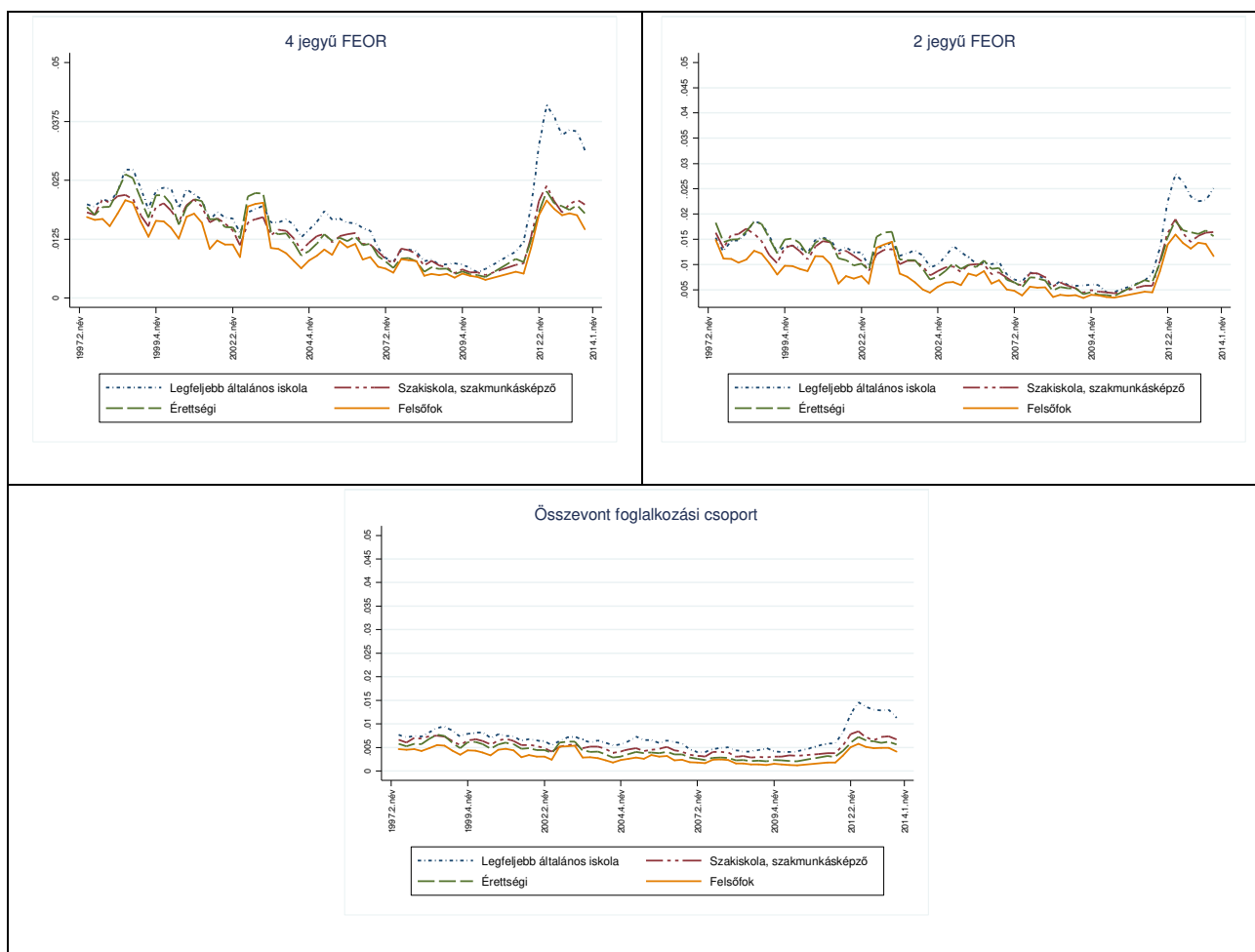


Forrás: A KSH 1997.1. negyedévi - 2014.1. negyedévi Munkaerő-felvételei adatai felhasználásával. 3 negyedéves mozgóátlag-simítással. Saját számítások.

Iskolai végzettség szerint vizsgálva a foglalkozási mobilitás alakulását, mindhárom csoportosítás szerint a legfeljebb általános iskolai végzettségű foglalkoztatottak körében volt a legnagyobb a foglalkozást változtatók aránya, és a felsőfokú végzettségűek körében volt a legkisebb. Az ábrán látjuk, hogy a 2011 után megfigyelhető foglalkozási mobilitási növekedés az alacsony végzettségűek között jóval nagyobb volt, mint az egyéb végzettségi kategóriákban (4. ábra).

4. ábra

**Foglalkozást változtatók a foglalkoztatottak arányában 4 jegyű és 2 jegyű FEOR csoportonként és összevont foglalkozási csoportok szerint iskolai végzettségi csoportonként
1997. 2. negyedév – 2014.1. negyedév**



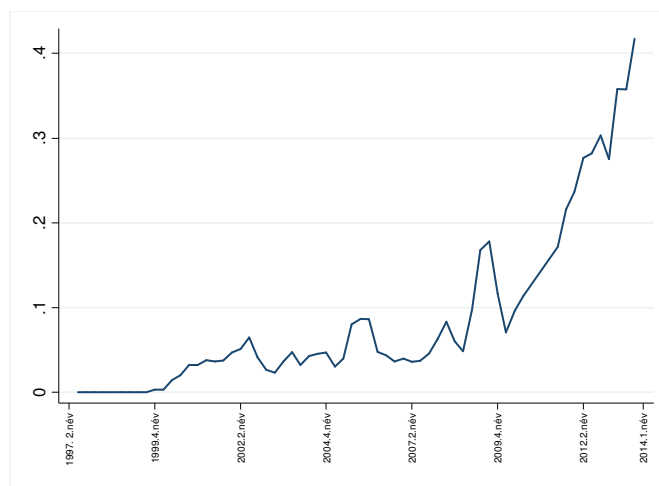
Forrás: Saját számítások a KSH 1997.1. negyedévi - 2014.1. negyedévi Munkaerő-felvételei adatai felhasználásával. 3 negyedéves mozgóátlag-simítással.

Az alacsony iskolázottságúak foglalkozási mobilitási arányának növekedése jelentős részben a közmunkások foglalkozás-változtatásainak volt köszönhető. Az 5. ábrán azt mutatjuk be, hogy az általános iskolai végzettségű, foglalkozást változtatók között a

közmunkásként dolgozók aránya 2010-től kezdődően meredeken növekedni kezdett, és 2014-ben már 40 százalék volt.

5. ábra

**Az általános iskolai végzettségű, foglalkoztatást változtatók között a
közmunkásként dolgozók aránya**

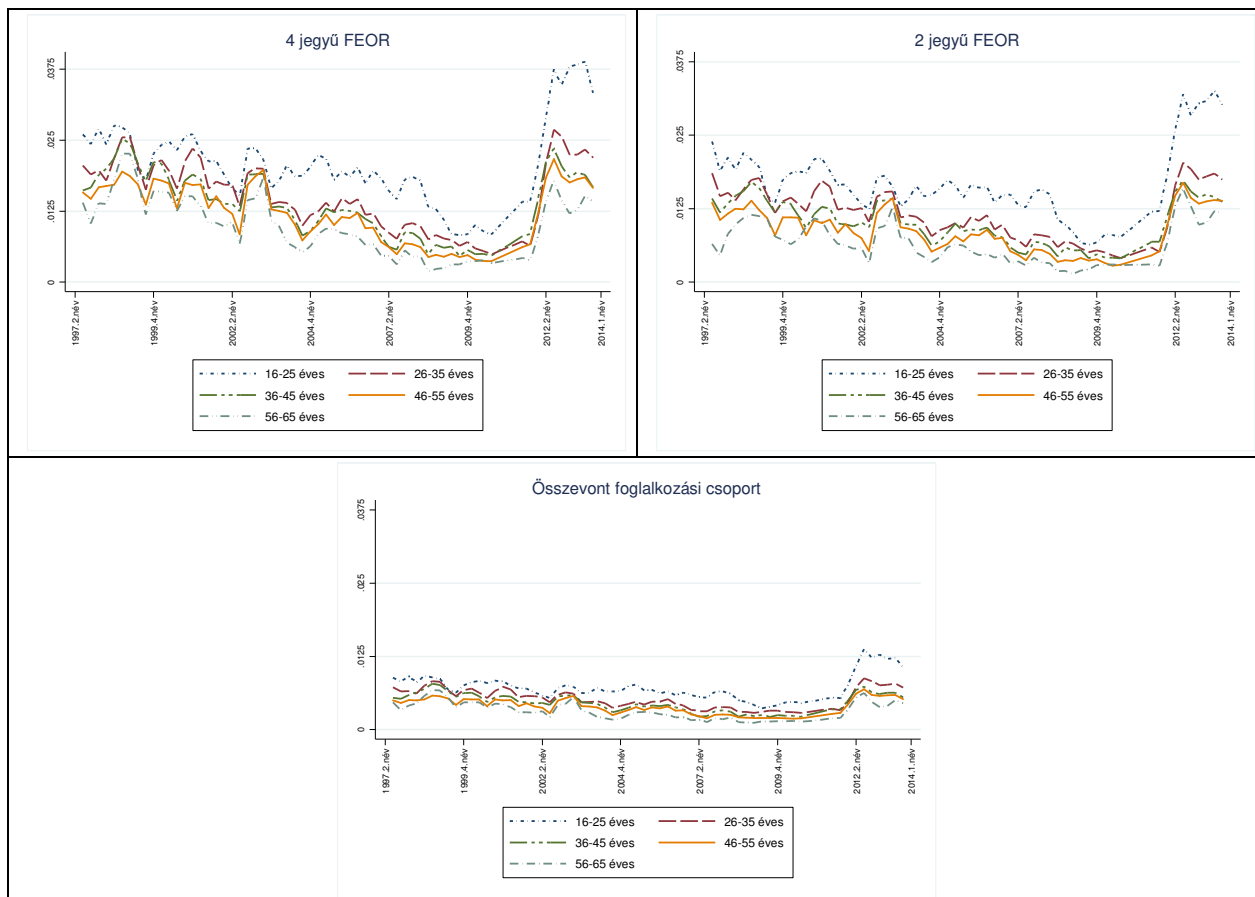


Forrás: Saját számítások a KSH 1997.1. negyedévi - 2014.1. negyedévi Munkaerő-felvételei adatai felhasználásával. 3 negyedéves mozgóátlag-simítással.

Korcsopontonként vizsgálva, a foglalkozási mobilitás a legfiatalabbak körében a legnagyobb, és az idősebb korcsoportokban felfelé haladva a foglalkozást változtatók aránya csökken. (6. ábra). Ez egybevág a nemzetközi tapasztalatokkal és azokkal az elméleti megfontolásokkal is, hogy az idősebbek számára a foglalkozás változtatásnak magasabb költségei lehetnek, a felhalmozott speciális ismeretek miatt. Emellett azzal is, hogy a fiatalok körében a munkaerő-piacra lépést követően a „keresgélési”, vagy „job-shopping” időszakban gyakoriak a foglalkozás változtatások.

6. ábra

Foglalkozást változtatók a foglalkoztatottak arányában 4 jegyű és 2 jegyű FEOR csoportonként és összevont foglalkozási csoportok szerint korcsoportonként

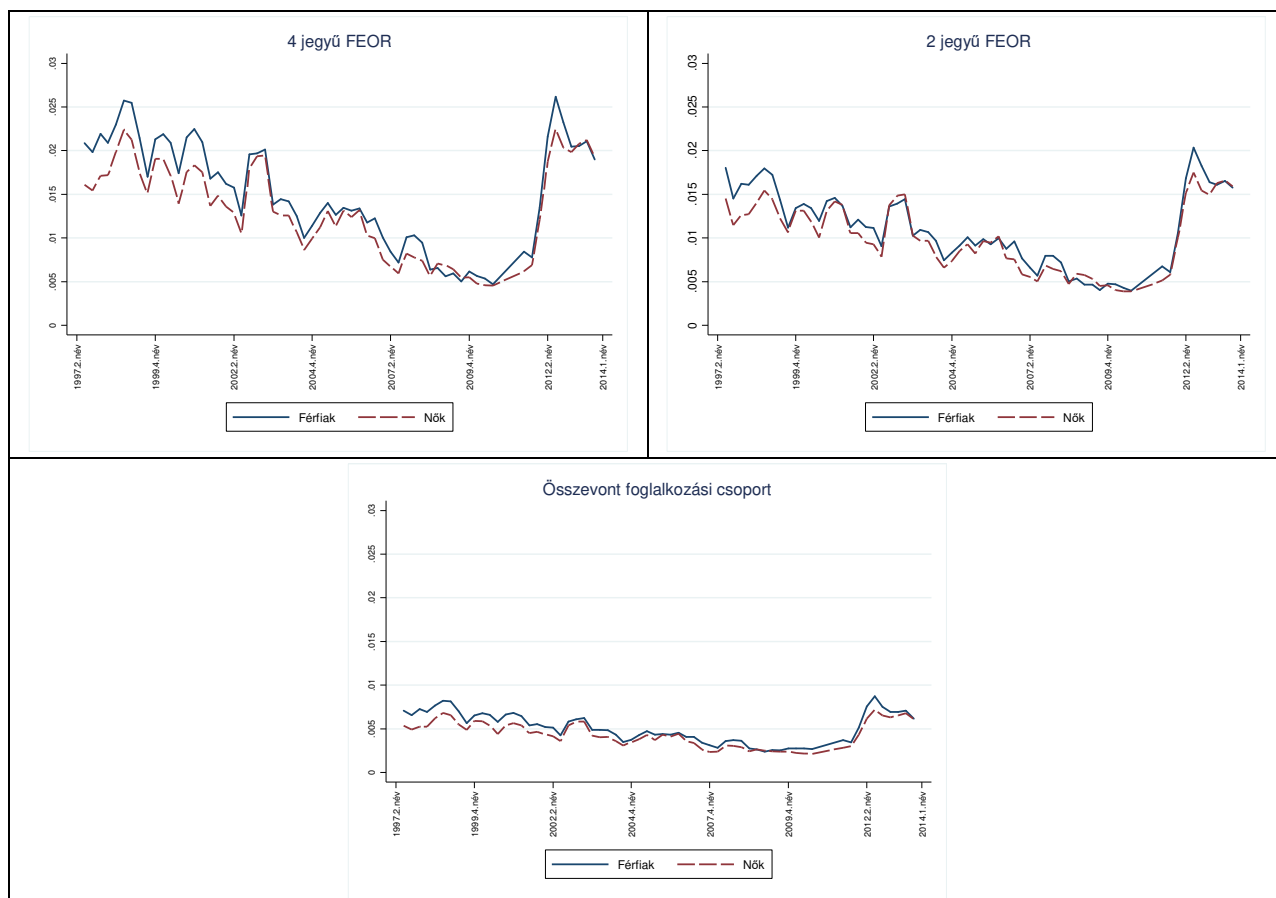


Forrás: Saját számítások a KSH 1997.1. negyedévi - 2014.1. negyedévi Munkaerő-felvételei adatai felhasználásával. 3 negyedéves mozgóátlag-simítással.

Nemek között egyetlen kategorizálás szerint sem látunk különbséget a foglalkoztatás változtatás arányában (7. ábra).

7. ábra

Foglalkozást változtatók a foglalkoztatottak arányában 4 jegyű és 2 jegyű FEOR csoportonként és összevont foglalkozási csoportok szerint nemeként



Forrás: Saját számítások a KSH 1997.1. negyedévi - 2014.1. negyedévi Munkaerő-felvételei adatai felhasználásával. 3 negyedéves mozgóátlag-simítással.

1.3. A foglalkozási mobilitás meghatározói

A foglalkozási mobilitás meghatározóit, az iskolázottság hatását a mobilitásra és a mobilitás irányára a KSH Munkaerő-felvételeiből képzett panel adatbázis felhasználásával, két külön modellel vizsgáljuk. Először a foglalkozás változtatásának valószínűségét elemezzük, függetlenül attól, hogy a foglalkozás változtatás milyen irányú (felfelé, vagy

lefelé irányuló, vagy nem változott a foglalkozás szintje), majd a foglalkozást változtatók almintáján azt vizsgáljuk, hogy foglalkozás változtatása felfelé, lefelé vagy a korábbival azonos szintű foglalkozásba történt-e, hogy mi volt a mobilitás iránya.

A foglalkozásváltoztatás valószínűségét leíró modell a következőképpen írható fel.

$$Y_{ij} = X'_i \beta_j + \alpha ED_i + \delta_j + \varepsilon_{ij}, \quad (1.1.)$$

Ahol Y_{ij} annak valószínűségét jelzi, hogy az egyén foglalkozást változtat, i az egyéneket jelöli, ED_i az egyén iskolázottságát leíró kategória szintű változókat, j a kimeneteket. X_i az egyén megfigyelt tulajdonságait írja le, δ_j az év fix hatásokat jelöli, ε_{ij} a normális eloszlást követő hibatermék. Foglalkozási mobilitás ($y=1$) akkor következik be, amikor a latens változó $Y_{ij} > 0$, ahol $Y_{ij} = 1$, ha az egyén foglalkozást változtatott két negyedév között, és $Y_{ij} = 0$, ha nem változtatott foglalkozást.

A második modellel azt vizsgáltam, hogy a foglalkozást változtatók foglalkozás változása felfelé irányult-e, lefelé irányult-e, vagy nem változott a foglalkozás szintje a foglalkozási hierarchiában. A modell a következőképpen írható fel:

$$Z_{ij} = X'_i \beta_j + \alpha ED_i + \delta_j + \eta_{ij}, \quad (1.2.)$$

Ahol η_{ij} többdimenziós (többváltozós) normális eloszlást követ. Annak valószínűsége, hogy az i egyén esetében a q kimenetet figyeljük meg, az a valószínűség, hogy $Z_{iq} > Z_{ij}$, ha $j \neq q$.

A foglalkozási mobilitás valószínűségét két kimenetes probit modell felhasználásával becsültem, a mobilitás különböző irányainak valószínűségét pedig multinomiális probit modellel.

A modellekben a magyarázó változók között, az egyén iskolázottságát jelző kétértékű változók és az év fix hatásokat leíró változók mellett az egyén neme, a számított gyakorlati ideje és annak négyzete, az adott (a potenciális váltást megelőző negyedévben) az adott munkáltatónál megszerzett gyakorlati ideje (*tenure*) és annak négyzete szerepelt. Emellett olyan magyarázó változókat is bevontam az elemzésbe, melyek az egyén családi kötelezettségeit írták le, melyek hatással lehetnek az egyének mobilitási döntésére, így az, hogy az egyén egyedülálló-e, vagy családos, hogy van-e hét évesnél fiatalabb gyereke, illetve 7-18 éves gyereke. Mivel, ahogy korábban bemutattam, az utolsó negyedévekben – főleg a legfeljebb általános iskolát végzettek esetében – a foglalkozást változtatók jelentős része közmunkás volt, ezért a közmunkásként foglalkoztatást jelző kétértékű változót is szerepeltettem magyarázó változóként a modellekben, valamint egy további változót, mely azt jelezte, hogy az egyén aktuális munkáltatójának telephelye külföldön van-e. A külföldi munkavállalás sok esetben rugalmasabb alkalmazkodást kíván meg, az egyének korábbi foglalkozásuktól eltérő foglalkozásban is elvállalhatnak állást, hogy egzisztenciát teremtsenek elköltözésük után.

A foglalkozási mobilitást két kimenettel vizsgáló modelleket a mobilitás különféle szintjein becsültem. A modelleket lefuttattam a 2 jegyű FEOR csoportok közötti, a 4 jegyű FEOR csoportok közötti, és az összevont foglalkozási csoportok közötti váltásokat vizsgálva. Vagyis azokat soroltam a foglalkozást változtatók közé, akik adott negyedévi és megelőző negyedévi 2 jegyű, vagy 4 jegyű FEOR kódja, illetve összevont foglalkozási csoportja nem egyezett meg, és az egyén mindkét negyedévben foglalkoztatotti státuszban volt.

A második, a foglalkozás változtatás irányát vizsgáló modellben a foglalkozás változtatás irányát az 1 jegyű FEOR csoportok közötti váltásokból határoztam meg, a „Fegyveres szervek foglalkozásai” foglalkozási csoportot kihagyva az elemzésből. A FEOR csoportosítás hierarchikusan épül fel, a főcsoportok szerint lefelé haladva egyre magasabb formális képzettség és egyéb készségszint szükséges az állások betöltéséhez. Az 1 jegyű FEOR besorolás ugyanakkor csak elég durva összehasonlításokat tesz lehetővé, de ennél részletesebb besorolást használva nehezen lehetett volna minden esetben elkülöníteni, hogy milyen irányú mobilitásról volt szó. Felfelé irányuló mobilitásnak tekintettem, ha a foglalkozás változtatás után, az új foglalkozás 1 jegyű FEOR csoport szerinti besorolása kisebb értékű volt, lefelé irányuló mobilitásnak, ha nagyobb értékű volt, és a foglalkozási hierarchiában változatlanak, ha nem változott értéke.

Az első, a foglalkozás változtatás valószínűségét két kimenettel vizsgáló modellek eredményét, a becsült koefficienseket és a mintaátlagnál vett marginális hatásokat a *1. táblázatban* foglaltam össze. (Az modellekben használt változók összefoglaló statisztikáit a *Függelék F2 táblázata* közli.)

Az eredmények azt mutatják, hogy a felsőfokú végzettségűek szignifikánsan kisebb valószínűséggel változtatnak foglalkozást, mint a referencia-kategóriaként választott érettségizettek, akár 2-jegyű, akár 4-jegyű FEOR-kódonkénti váltásként, akár összevont foglalkozási csoportok közötti váltásként definiáljuk a foglalkozásokat. A szakmunkás/szakiskolai végzettségűek 2-jegyű és 4 jegyű FEOR csoportok között ugyancsak szignifikánsan kisebb valószínűséggel változtatnak foglalkozást, mint a referencia kategóriához tartozó érettségizettek, de az összevont foglalkozási csoportok közötti foglalkozás változtatások valószínűségében nincs szignifikáns különbség a szakmunkás/szakiskolai végzettségűek és az érettségizettek között.

Az általános iskolai végzettségűek és az érettségizettek között sem a kétjegyű, sem a négyjegyű foglalkozás változtatásának valószínűségében nem mutatkozott szignifikáns különbség, de az előbbi csoport nagyobb valószínűséggel mozog összevont foglalkozási csoportok között.

Az iskolai végzettség hatására vonatkozó eredményeink egybevágóak a foglalkozás-specifikus emberi tőkére vonatkozó elméleti feltevésekkel. Azokban az iskolai végzettségi csoportokban, melyekben a csoporthoz tartozóknak több foglalkozás-specifikus ismeretük van, vagyis Magyarországon a szakiskolai/szakmunkás végzettségűek és a felsőfokú végzettségűek, kisebb a foglalkozási mobilitás. Ennek az az oka, hogy foglalkozás-specifikus ismereteik elveszhetnek egy foglalkozásváltáskor, és ez arra ösztönzi őket, hogy foglalkozásukban, a felsőfokú végzettségűek pedig foglalkozási csoportjukban is maradjanak.

A foglalkozás-specifikus ismeretek növekedésével általában is csökken a foglalkozási mobilitás valószínűsége. Minél több időt töltött el valaki az adott munkáltatónál, vagyis minél több, a foglalkozására vonatkozó ismeretet, tapasztalatot gyűjtött, annál kisebb valószínűséggel változtat foglalkozást, valamennyi foglalkozási csoportosítás esetén. A gyakorlati idő növekedése általánosságban viszont növeli a foglalkozási mobilitás valószínűségét, ha kontrollálunk az adott munkáltatónál eltöltött gyakorlati időre.

Bár a mobilitás gyakoriságának nemek közötti egyszerű összevetése nem mutatott különbséget (7. ábra), a becslési eredmények azt mutatják, hogy ha kontrollálunk az egyéb jellemzőkre, a férfiak nagyobb valószínűséggel változtatnak foglalkozást, mint a nők. Ugyancsak szignifikánsan nagyobb valószínűséggel változtatnak foglalkozást a közmunkások, ha a mobilitást 4-jegyű FEOR-ok, vagy összevont foglalkozási csoportok közötti változtatásként értelmezzük.

1. táblázat

A foglalkozási mobilitás meghatározói (Kétkimenetes probit modellek)

	2 jegyű FEOR váltás		4 jegyű FEOR váltás		Összevont foglalkozási csoport váltás	
	<i>Koefficiens</i>	<i>Marginális hatás</i> <i>dy/dx</i>	<i>Koefficiens</i>	<i>Marginális hatás</i> <i>dy/dx</i>	<i>Koefficiens</i>	<i>Marginális hatás</i> <i>dy/dx</i>
Nem (Férfi=1)	0,079* (0,0168)	0,002* (0,0004)	0,097* (0,0150)	0,003* (0,0004)	0,026* (0,0132)	0,001* (0,0005)
Általános iskolai végzettségű	-0,038 (0,0239)	-0,001 (0,0005)	-0,002 (0,0211)	0,000 (0,0007)	0,049*** (0,0186)	0,002*** (0,0008)
Szakmunkás/szakiskolai végzettségű	-0,060* (0,0190)	-0,001* (0,0004)	-0,057* (0,0173)	-0,002* (0,0005)	-0,009 (0,0156)	0,000 (0,0006)
Felsőfokú végzettségű	-0,099* (0,0255)	-0,002* (0,0005)	-0,066* (0,0227)	-0,002* (0,0007)	-0,098* (0,0217)	-0,004* (0,0007)
Gyakorlati idő	0,011* (0,0039)	0,000* (0,0001)	0,012* (0,0035)	0,000* (0,0001)	0,021* (0,0031)	0,001* (0,0001)
Gyakorlati idő ²	0,000* (0,0001)	0,000* (0,0000)	0,000* (0,0001)	0,000* (0,0000)	0,000* (0,0001)	0,000* (0,0000)
Gyakorlati idő az adott munkáltatónál	-0,094* (0,0033)	-0,002* (0,0001)	-0,090* (0,0029)	-0,003* (0,0001)	-0,135* (0,0031)	-0,005* (0,0001)
Gyakorlati idő az adott munkáltatónál ²	0,003* (0,0001)	0,000* (0,0000)	0,002* (0,0001)	0,000* (0,0000)	0,004* (0,0001)	0,000* (0,0000)
Egyedülálló	0,026 (0,0182)	0,001 (0,0005)	0,020 (0,0162)	0,001 (0,0005)	0,018 (0,0142)	0,001 (0,0006)
Gyerek 0-6 éves a háztartásban	0,013 (0,0183)	0,000 (0,0005)	0,015 (0,0164)	0,000 (0,0005)	0,033** (0,0145)	0,001** (0,0006)
Gyerek 7-18 éves a háztartásban	0,022 (0,0161)	0,001 (0,0004)	0,011 (0,0144)	0,000 (0,0005)	-0,008 (0,0128)	0,000 (0,0005)
Közmunka	-0,034 (0,0413)	-0,001 (0,0092)	0,210* (0,0317)	0,008* (0,0016)	0,293* (0,0266)	0,015* (0,0018)
Külföld	-0,027 (0,0628)	-0,001 (0,0014)	-0,047 (0,0583)	-0,001 (0,0017)	-0,021 (0,0492)	-0,001 (0,0018)
Év fix hatás	IGEN	IGEN	IGEN	IGEN	IGEN	IGEN
Konstans	-1,930 * (0,0674)	-	1,811* (0,0582)	-	-1,637 (0,0533)	

*Szigorú 1 %-os szinten, ** szigorú 5 %-os szinten, *** szigorú 10 %-os szinten.

Referencia kategória: Nő, érettségizett, nem egyedülálló, nincs 0-6 éves gyerek a háztartásban, nincs 7-18 éves gyerek a háztartásban, nem közmunkás, munkahelye telephelye nem külföldön van.

Az 2. táblázatban a foglalkozási mobilitás irányának meghatározóira vonatkozó becslési eredményeket, a multinomiális probit modell eredményeit mutatjuk be.

Az iskolai végzettség szintje szigorú hatással van a foglalkozási mobilitás irányára.

Ahogy a marginális hatásokból látjuk, az általános iskolai végzettségű, foglalkozást

változtatók 12 százalékkal kisebb valószínűséggel váltanak foglalkozást felfelé, és 13 százalékkal nagyobb valószínűséggel lefelé, mint a referencia kategóriának választott érettségizettek. A szakmunkás végzettség a felfelé mobilitás valószínűségét 10 százalékkal csökkenti, a lefelé mobilitás valószínűségét pedig 10 százalékkal növeli. A felsőfokú végzettségű, foglalkozást változtatók viszont 11 százalékkal nagyobb valószínűséggel mozdulnak felfelé a foglalkozási hierarchiában, és 11 százalékkal kisebb valószínűséggel kerülnek alacsonyabb szinten álló foglalkozásba, mint a referenciacsoport tagjai.

A két modell eredményeiből a következő kép bontakozik ki. A foglalkozási mobilitás valószínűsége kisebb azok esetében, akik több foglalkozás-specifikus ismeretre tettek szert, akár a formális iskolarendszerben, mint a szakmunkás/szakiskolai végzettségűek, vagy a felsőfokú végzettségűek, akár munka közbeni képzés nyomán (akiknek hosszabb az adott munkahelyen eltöltött gyakorlati ideje). A felsőfokú végzettségűek és a szakmunkás/szakiskolai végzettségűek azonban különböznek abban, hogy ha foglalkozást változtatnak, milyen mobilitásuk iránya. A szakmunkás/szakiskolások kevésbé mobilak, de ha foglalkozást változtatnak, akkor nagyobb valószínűséggel mozdulnak lefelé a foglalkozási hierarchiában, ami egyrészt arra utal, hogy foglalkozás változtatásaik nem önkéntesek, másrészt azt is mutatja, hogy ismereteik, skilljeik transzferálható hányada csak alacsonyabb szintű foglalkozásokban hasznosítható, másként fogalmazva általános készségeik szintje nem teszi lehetővé, hogy felfelé mozduljanak el a foglalkozási hierarchiában.

2. táblázat

A foglalkozási mobilitás irányának meghatározói

(Multinomiális probit modell, referencia kimenet a mobilitás során nem változik a foglalkozás szintje)

Változó	Felfelé		Lefelé	
	Koefficiens	Marginális hatás	Koefficiens	Marginális hatás
Nem (Férfi=1)	-0,13 (0,13)	-0,04 (0,02)	0,05* (0,11)	0,03 (0,02)
Általános iskolai végzettségű	-0,01 (0,13)	-0,12* (0,03)	0,59* (0,14)	0,13* (0,02)
Szaktanulás/szaktanulási végzettségű	-0,09 (0,11)	-0,10* (0,02)	0,41* (0,12)	0,10* (0,02)
Felsőfokú végzettségű	0,14 (0,16)	0,11* (0,03)	-0,51 (0,19)	-0,11* (0,02)
Gyakorlati idő	-0,02 (0,02)	0,00 (0,00)	-0,03 (0,02)	0,00 (0,00)
Gyakorlati idő ²	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Gyakorlati idő az adott munkáltatónál	0,00 (0,02)	0,00 (0,00)	-0,01 (0,02)	0,00 (0,00)
Gyakorlati idő az adott munkáltatónál ²	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
Egyedülálló	-0,17 (0,10)	-0,01 (0,02)	-0,21 (0,11)	-0,01 (0,02)
Gyerek 0-6 éves a háztartásban	0,24 (0,11)	0,05 (0,02)	0,05 (0,12)	-0,03 (0,02)
Gyerek 7-18 éves a háztartásban	0,00 (0,09)	0,01 (0,02)	-0,04 (0,10)	-0,01 (0,01)
Közmunka	0,18 (0,19)	-0,02 (0,03)	0,32 (0,19)	0,04 (0,03)
Külföld	-0,12 (0,33)	0,01 (0,06)	-0,26 (0,37)	-0,03 (0,05)
Év fix hatás	IGEN	IGEN	IGEN	IGEN
Konstans	1,89 (0,35)		0,57 (0,39)	

*Szignifikáns 1 %-os szinten. Referencia kategória: Nő, érettségizett, nem egyedülálló, nincs 0-6 éves gyerek a háztartásban, nincs 7-18 éves gyerek a háztartásban, nem közmunkás, munkahelye telephelye nem külföldön van.

A felsőfokú végzettségűek is kevésbé mobilak, ami megint csak azt mutatja, hogy, foglalkozás-változtatásaiknak magasabb a költsége, mint az inkább általános ismeretekkel, skillekkel rendelkező érettségizettek foglalkozás változtatásaié, mivel foglalkozás-specifikus emberi tőkéjük egy része elvész. A felsőfokú végzettségűek foglalkozásváltoztatás esetén viszont, szemben a szakmunkás/szakiskolai végzettségűekkel, nagyobb valószínűséggel mozdulnak felfelé, ami arra utal, hogy foglalkozás változtatásaik inkább önkéntesek, és azt mutatja, hogy ismereteik transzferálható hányada is nagyobb, mint az egyéb iskolázottsági csoportoké.

1.4. Összefoglalás

Ebben a fejezetben azt vizsgáltuk, hogy mekkora Magyarországon, nemzetközi összehasonlításban, a foglalkozási mobilitás szintje, az hogyan változott 1997 és 2014 között, és hogy hogyan hat az iskolázottság a foglalkozás változtatás valószínűségére, és a foglalkozás változtatás irányára a foglalkozási hierarchiában.

Eredményeink azt mutatták, hogy Magyarországon a foglalkozás mobilitás szintje jóval kisebb, mint az európai országok többségében, nem éri el az alacsony foglalkozási mobilitású dél-európai országok szintjét sem, és csak néhány volt szocialista ország ugyancsak alacsony foglalkozási mobilitású ország szintjével hasonlítható össze. 1997 és 2009 között a foglalkozási mobilitás csökkenő trendet mutatott, majd növekedni kezdett, de ennek ellenére is kicsi a foglalkozási mobilitás. Évente legfeljebb a foglalkoztatottak 1 százaléka változtatott foglalkozást, a foglalkozási mobilitás 4 jegyű FEOR kategóriák szerinti változtatásokkal mérve, 2 jegyű FEOR csoportok, vagy összevont foglalkozási csoportok szerint vizsgálva pedig még ennél is kisebb volt a foglalkoztatás változtatás intenzitása. Ez rendkívül alacsony

foglalkozási mobilitási szint, mely gátolhatja a gazdaság átrendeződését, felerősítheti a munkaerő-hiányt, és így növekedés-gátló tényező lehet.

Iskolázottság szerint vizsgálva a foglalkoztatás változtatás valószínűségét azt találtuk, hogy szemben sok nyugat-európai országgal, a foglalkoztatás változtatás valószínűsége az alacsony végzettségűek körében a legnagyobb. Ebben a tekintetben Magyarország a dél-európai országokhoz, és a volt szocialista országok egy részéhez hasonlítható, ahol ugyancsak az alacsony iskolázottságúak foglalkozási mobilitási valószínűsége a legnagyobb.

A felsőfokú végzettségűek körében a legkisebb a foglalkozási mobilitás Magyarországon, ami valószínűsíthetően összefüggésben van azzal, hogy a magyar felsőoktatási rendszer is a foglalkozás-specifikus ismeretekre helyezi a hangsúlyt, hogy a hallgatók már az alapképzés kezdetétől elsősorban foglalkozás-specifikus képzésben részesülnek, amin a bolognai rendszer bevezetése is csak kevésbé változtatott. A foglalkozás változtatás valószínűsége emellett a másik olyan csoportban is kicsi, melynek tagjai elsősorban foglalkozás-specifikus képzésben részesültek. A szakmunkás/szakiskolai végzettségűek foglalkozási mobilitási valószínűsége is kisebb, mint az érettségizetteké. A foglalkoztatás változtatások irányára vonatkozó becslési eredmények azt is megmutatták, hogy a szakmunkás/szakiskolai végzettségűek foglalkoztatás változtatásainak valószínűleg nem önkéntesek. Nagyobb valószínűséggel mozdulnak lefelé a foglalkozási hierarchiában, ami azt mutatja, hogy ismereteik, skilljeik transzferálható hányada csak a foglalkozási hierarchia alacsonyabb szintjein hasznosíthatók, hogy hiányok mutatkoznak általános, transzferálható készségeikben.

A felsőfokú végzettségűek ezzel szemben nagyobb valószínűséggel mozdulnak felfelé a foglalkozási hierarchiában, vagyis foglalkozásváltoztatásaik a karrier-úton történő előrehaladás állomásai.

A felsőfokú végzettségűek kis foglalkozási mobilitásának az is oka lehet, hogy a fiatalok nem csak, és elsősorban nem a munkaerő-piacra lépés után folytatják a keresgélési (job-shopping) időszakot, hanem még felsőfokú tanulmányaik ideje alatt, a hallgatói mobilitás (programok közötti váltás, újabb felsőfokú tanulmányok segítségével). Ezt vizsgáljuk a következő fejezetben.

II. RÉSZ

HALLGATÓI ÉS KARRIER ELEJI FOGLALKOZÁSI MOBILITÁS

Ahogy a *Bevezetésben* bemutattam, a foglalkozási mobilitást rendszerint három elméleti megközelítés egyikének perspektívájából szokták vizsgálni. Az emberi tőke-elmélet specifikus képzésre vonatkozó elgondolásának kiterjesztésével, a foglalkozás-specifikus befektetések szerepét vizsgálva. A keresési elmélet kiterjesztésével, vagy az illeszkedési elmélet nézőpontjából. A foglalkozási mobilitásra vonatkozó elméletek különböznek abban, hogy mely tényezőket tekintik a mobilitás meghatározójának, mindhárom közös viszont a tekintetben, hogy a mobilitást valamilyen új információ, vagy új, nem tervezett, előre nem látható változásokra adott válaszként értelmezik.

Bár a foglalkozási mobilitás, a foglalkozás változtatások nagy része valóban előre nem tervezett, a foglalkozási mobilitási döntések egy része előre tervezett, és az adott körülmények között egy optimális karrier-út lépéseihez tartozhatnak. Mivel a tudás, a készségek, skillek egy része transzferábilis különböző foglalkozások között, az egyén számára optimális karrier-út magába foglalhat előre eltervezett foglalkozás változtatásokat is. Ezek az előre eltervezett mobilitási döntések már a munkaerő-piacra lépést megelőzően, a felsőfokú továbbtanulási döntések meghozatalakor és a felsőfokú tanulmányok során, vagy a végzettség megszerzése után közvetlenül is hathatnak az egyének viselkedésére. A hallgatói mobilitás, az egyik tanulmányi programból a másikba történő váltás, a több programban történő egyidejű tanulmányok folytatása, a tanulmányok meghosszabbítása, vagy újabb végzettség megszerzése elősegítheti, hogy a fiatal diplomások rugalmasabban tudjanak alkalmazkodni a munkaerő-piac változó igényeihez. Növelheti a végzettek transzferálható ismereteinek arányát, és így a foglalkozási mobilitást. Ebben a fejezetben ezeket a döntéseket tekintjük át.

A felsőoktatásban tanulók egyre nagyobb hányada folytat a diploma megszerzése után, vagy eredeti tanulmányaival párhuzamosan újabb diploma megszerzésére irányuló felsőfokú tanulmányokat, vált tudományterületet. A bolognai rendszer bevezetése előtt végzettek közül, például az 1998-ban és 1999-ben végzett fiatal diplomások több mint fele szerzett újabb diplomát 2004-ig, vagyis a végzést követő 5-6 évben. A főiskolai diplomával rendelkezők 56 százaléka, az egyetemi végzettségűek 57 százaléka. A főiskolát vagy egyetemet végzettek nagyjából egyforma arányban szereztek első diplomájuktól eltérő és azzal megegyező szakcsoportban második diplomát (*Galasi-Varga, 2006*). A bolognai rendszer bevezetése óta is nagy arányban szereznek újabb felsőfokú végzettséget a fiatal diplomások, ami a kétfokozatú képzés miatt – részben - magától értetődő. A 2008-ban végzettek 40 százalékának, a 2010-ben végzettek 42 százalékának volt második diplomája, vagy folytatott további felsőfokú tanulmányokat 2011-ben (*Szemerszki, 2011*).

A további felsőfokú tanulmányok folytatása, a képzési programok közötti váltás (a továbbiakban hallgatói mobilitás) nem csak Magyarországon, hanem más országokban is jellemző (lásd például *Ryan, 2001; Lindberg, 2009; Bardhan és szerzőtársai, 2013*). E tanulmányok a felsőoktatási kutatások és felsőoktatási szakpolitika komoly kérdésévé váltak az elmúlt évtizedekben.

A pályakezdők tanulmányi mobilitása, a hallgatói mobilitás, a pálya elején megfigyelhető foglalkozási mobilitással együtt, munkaerőpiacra történő beilleszkedésükben fontos szerepet tölthet be, ugyanakkor felhívhatja a figyelmet a nappali alapképzés szerkezetében mutatkozó problémákra is.

A 2. fejezetben azt vizsgáljuk, hogy a felsőoktatási férőhelyek kínálata hogyan alakítja a felsőoktatásba jelentkezők felsőoktatási jelentkezési stratégiáját, majd a 3. fejezetben azt a kérdést, hogy az állami felsőoktatási férőhelyek elosztási gyakorlata hogyan befolyásolja a pályakezdő diplomások további felsőfokú tanulmányainak, a tanulmányok

szakirányváltásának valószínűségét. Áttekintjük, hogy a felsőfokú pályakezdők, milyen további felsőfokú tanulmányokat folytatnak, hogy e tanulmányok valószínűségére hogyan hat a pályakezdő diplomások kezdeti munkaerő-piaci sikeressége, első diplomájuk szintje, szakiránya, valamint az, hogy a pályakezdő diplomások első végzettségüket olyan szakon/intézményben szerezték-e, mely a preferált vagy kevésbé preferált szakcsoporthoz tartozik. Bemutatjuk, hogy mekkora a hozadéka e további felsőfokú tanulmányoknak.

2. FEJEZET

A FELSOÓKTATÁSBA JELENTKEZŐK FELSOÓKTATÁSI JELENTKEZÉSI STRATÉGIÁJA

A felsőoktatásba jelentkezők jelentkezési stratégiáját nem csak az egyéni jellemzők alakítják, hanem e stratégiák alakulásában meghatározó szerepe van az intézményi feltételeknek, így a felsőoktatási férőhelyek elosztási gyakorlatának. Az állam a férőhely elosztás gyakorlatával nem csak a képzési kínálatot befolyásolja, hanem a felsőoktatás iránti kereslet összetételét is. Ha bizonyos állami finanszírozású szakcsoportokban az államilag finanszírozott férőhelyek száma jóval kisebb, vagy lassabban növekszik, mint az e szakcsoportok iránt mutatkozó hallgatói kereslet, miközben más szakcsoportokban csökkenő hallgatói kereslet mellett a férőhelyek kínálata nem változik, vagy kisebb mértékben csökken, akkor az első szakcsoportban a bekerülés esélye relatíve kicsi, míg azokban a szakcsoportokban, melyekben az államilag finanszírozott férőhelyszám nem marad el, vagy esetleg meg is haladja a hallgatói keresletet, a bekerülés esélye jóval nagyobb lesz. A felsőoktatásba jelentkezők ezért olyan jelentkezési stratégiát követhetnek, melynek során az általuk kevésbé preferált szakcsoportokba is beadják jelentkezésüket állami finanszírozású képzésre.

A következőkben először röviden áttekintjük, hogy azok a módszerek, melyet a felsőoktatási kínálat befolyásolására alkalmaznak Magyarországon, a felvehető számának képzésterületenkénti kormányzati meghatározása, mennyiben tekinthető különlegesnek nemzetközi összehasonlításban, majd a felsőoktatásba jelentkezők stratégiát vizsgáljuk.

2.1. A képzési kínálat befolyásolásának nemzetközi gyakorlata

Magyarországon az állami finanszírozású és költségtérítéssel működő intézmények számát a központi kormányzat határozza meg valamennyi intézményben, szakterületenként. A Nemzeti Felsőoktatási törvény⁴ értelmében egyrészt a felsőoktatási intézményeknek meg kell határozniuk a felvehető kapacitásukat, azt a létszámot, amelynek képzésére megvannak a személyi, tárgyi és infrastrukturális feltételeik. A felvehető kapacitás együtt tartalmazza az állami ösztöndíjas és az önköltséges hallgatók számát. Minden tanévben az oktatásért felelős miniszter állapítja meg, hogy az egyes szakokon milyen felvételi pontszám felett lehet állami ösztöndíjas finanszírozási formára felvételt nyerni. Ezzel a szabályozással a központi kormányzat gyakorlatilag intézmény/szak és finanszírozási szinten eldönti a felvehető hallgatók számát. A felvételi keretszámok ilyen részletezettségű meghatározása csaknem egyedülállónak tekinthető a nemzetközi gyakorlatban.

Az európai országok többségében – néhány szakot leszámítva – a kormányzatok nem élelik a felsőoktatási intézmények programkínálatának közvetlen, tudományterületek, szakcsoportok szerinti korlátozásának gyakorlatával. Vagyis, az úgynevezett bemeneti

⁴ 2011. évi CCIV. Törvény a Nemzeti Felsőoktatásról

szabályozás eszközével csak kevés ország szabályozza a programkínálat egészét. A központi létszámkorlátozás csak néhány, nagy költség-igényű szak esetében általános.

Csaknem valamennyi országban kormányzati döntés határozza meg az *orvosi*, *fogorvosi*, *állatorvosi* képzésbe felvehetők létszámát és sok esetben a *tanárképzésbe* felvehetők létszámát is. Franciaországban, az orvosképzésben résztvevők létszámának meghatározása az Egészségügyi és Oktatási Minisztérium együttes jogköre. (*Eurydice*, 2000).

Az országok többségében az intézmények maguk határozzák meg a felvehető hallgatóknak a szakok, szakcsoportok szerinti létszámát. Mindössze néhány ország van, ahol a felvehető hallgatók számát központilag a kormányzatok szabályoznák a szakcsoportok mindegyikére. Ezek közé tartozik Finnország és Németország. *Németországban* a tartományi minisztériumok állapítják meg a felvehetők összes létszámát. A döntésben nem munkaerő-piaci szempontokat, hanem az intézményi kapacitásokat veszik figyelembe (*Eurydice*, 2000). Az európai országok közül *Finnországban* működik a legerősebb központi irányítás és szabályozás a felsőoktatási szektorban. Az egyetemi szektorban a hallgatók számát az Oktatási Minisztérium adja meg, az oktatási intézményekkel való tárgyalás során, 20 tudományterületre⁵. A felsőfokú szakképzést folytató intézmények esetében 7 tudományterületre bontva határozza meg az Oktatási Minisztérium a hallgatók létszámát ugyancsak három éves szerződésekben⁶. A létszám-meghatározások középtávú oktatás- és kutatásfejlesztési tervre épülnek, melyek kijelölik azokat a tudományterületeket, szakcsoportokat, ahol létszámnövelést, és azokat, ahol csökkentést tartanak szükségesnek. A tervek számszerű célokat tűznek ki. A fejlesztési tervek elkészítéséhez a Munkaügyi Minisztérium munka-keresleti előrejelzéseit használják fel, illetve az ezek alapján kidolgozott

⁵ Teológia, bölcsész, jogi, társadalomtudományi, közgazdasági-gazdálkodás, pszichológia, tanárképzés, agrár-, és erdőgazdálkodás, testkulturális, mérnöki és építészeti, orvosi, fogorvosi, egészségügyi, állatorvosi, gyógyszerészeti, zenei, iparművészeti és design, színházművészeti, tánc- művészeti, képzőművészeti.

⁶ Természeti erőforrások; technológia és kommunikáció; gazdálkodási-igazgatási; turizmus- vendéglátás; egészségügyi és szociális szolgáltatás; kulturális; bölcsész és tanárképzés.

fejlesztési célokat. A 2005-2008-ra vonatkozó fejlesztési terv szerint például jelentősen növelni kívánták a műszaki, közlekedési képzésben végzettek számát, és azt irányozták elő, hogy a felnőttek számára speciális felsőoktatási programokat kell indítani. A 2015-re kitűzött cél az volt, hogy a 30-34 évesek legalább 50 százaléka rendelkezzen felsőfokú végzettséggel (a 2005-ös arány 40 százalék volt). A megállapodásokban nem a felvehető hallgatók száma, hanem az oklevelet szerző (vagyis a programot sikeresen elvégzők) hallgatók száma szerepel. (*Eurydice, 2000; Huisman és szerzőtársai, 2004*).

Az *Egyesült Királyságban* 1994 óta az Oktatási és Foglalkoztatási Minisztérium irányszámokat határoz meg a nappali tagozatos képzésben. A létszám-meghatározás célja elsősorban a kormányzat felsőoktatási kiadásainak kontrollja, és nem a munkaerő-piaci igényeknek megfelelő programkínálat biztosítása. Az Egyesült Királyságban általános a közmegegyezés abban a kérdésben, hogy a képzés diszciplináris tartalma másodrendű kérdés, a hallgatóknak a képzés moduláris jellege miatt könnyen lehetőségük van tanulmányaik közben arra, hogy szakcsoportot, irányt változtassanak és a végzettek jelentős része nem az eredeti szakcsoportjához kapcsolódó állásban helyezkedik el. A hallgatói jelentkezések nem szakra, szakcsoportra, hanem intézményre irányulnak, és a hallgatók csak az adott intézménybe kerülésük után döntenek a szakválasztásról. A kormányzat az összes felvehető hallgató létszámát szabályozza, valamint évente meghatározzák az összes felvehető hallgató számát 13 finanszírozási csoportban intézményenként. Az intézményeket, ha eltérnek a felvehető létszámtól (1,5-3 százalékkal), a támogatások csökkentésével büntetik. A programcsoportokon belül az intézmények szabadon indíthatnak új programokat, néhány nagyon magas képzési költségű programot (orvosképzés) kivéve, de új program csak a meglevők létszámának rovására indítható. Nem állami finanszírozású hallgatókat az intézmények a meghatározott keretszámokon túl is felvehetnek. Az Egyesült Királyságban érvényben lévő létszámkorlátozásnak, szabályozásnak tehát általában nem az a célja, hogy

biztosítsák a vélt munkaerő-piaci keresletnek megfelelő programkínálatot, hanem, hogy a költségvetés felsőoktatási ráfordításait egyensúlyban tartsák. A kormányzat ugyanakkor közvetlenül is támogatja a saját prioritásainak megfelelő programokat. Az irányszámokon túl állami finanszírozású többlet-férőhelyeket biztosítanak például a tanárképzési programokhoz (az elmúlt évtizedben az Egyesült Királyságban jelentős tanárhiány alakult ki), vagy a “nem hagyományos háttérű” hallgatók felsőoktatásának biztosítására, mely az oktatáspolitikai egyik legfontosabb prioritása jelenleg az Egyesült Királyságban. (*Huisman és szerzőtársai, 2004.*)

A nemzetközi gyakorlatban tehát, csak kevésbé élnek a felvehető szakok szerinti számának meghatározásával, az úgynevezett bemeneti szabályozással. A korábban bemeneti szabályozást alkalmazó országok jelentős része is átalakította ezt a gyakorlatot és a programkínálat meghatározását a felsőoktatási intézmények hatáskörébe utalta, abból az elgondolásból kiindulva, hogy így a képzési kínálat rugalmasabban tudja követni a munkaerő-piaci igényeket. Számos országban ösztönözték a flexibilis, moduláris képzési programok elterjedését, melyek a munkaerő-piacon jobb lehetőségeket teremtenek a végzetteknek. A Bologna folyamat, a kétfokozatú képzés bevezetése is ezt a célt szolgálta. A programkínálat gazdasági igényekhez történő jobb alkalmazkodásának elősegítésében még azok az országok is, melyek korábban közvetlenül szabályozták a felsőoktatási programkínálat egy részét, vagy egészét egyre kevésbé támaszkodnak a programkínálat közvetlen, bemeneti szabályozására. Ehelyett, részben finanszírozási, részben minőségbiztosítási eszközöket használnak, ezen kívül azokat az eszközöket fejlesztik, melyekkel elősegíthető a képzés rugalmasabbá tétele, a felsőoktatási intézmények és a hallgatók információhoz juttatása az aktuális és a várható munkaerő-piaci változásokról. Emellett fejlesztik a felsőoktatási hallgatók karriertervezésének és irányításának intézményeit és - elsősorban a rövidebb idejű képzések esetében - különböző eszközökkel ösztönzik a felsőoktatási intézmények és a vállalatok kapcsolatát

(szerződésekkel, a hallgatók tanulmányok közbeni hosszabb szakmai gyakorlatával (placement) stb.)

Az elmúlt évtizedekben szüntették meg a korábbi, központi létszámkorlátozást Dániában (1993), Svédországban (1993) és Norvégiában (2003) és az elmúlt években – az intézményi autonómia növelésének részeként -nagyobb felelősséget kaptak az intézmények, hogy a legtöbb szakon, kurzuson meghatározzák a felvehető létszámát a kormánnyal kötött megállapodásban meghatározott kvótán belül. Korábban ezekben az országokban munkaerő-piaci szempontokat is figyelembe vevő közvetlen létszám-meghatározás működött. *Dániában* az 1990-es évektől a kormányzat egyre nagyobb autonómiát biztosított a felsőoktatási intézményeknek, ugyanakkor megmaradt a közvetlen szabályozás néhány eleme. 1994 előtt évenként szakcsoportok szerinti részletezettséggel korlátozták a felvehető hallgatók létszámát. A korábbi, részletesebb szabályozás helyett 1994 és 2003 között az Oktatási Minisztérium az intézményekkel való tárgyalások után 3 évre vonatkozó szerződésekben rögzítette az összes felvehető hallgató létszámát, az intézmények ezen belül szabadon dönthettek a programkínálatukról. A szabályozás változtatásával egyidejűleg 1994 után jelentősen növelték a férőhelyek számát. Az intézmények szabadon dönthetnek a férőhelyeknek a tudományterületek, szakok közötti átcsoportosításáról. A változtatások célja az volt, hogy rugalmasabbá tegyék a rendszert és lehetővé tegyék a felsőoktatási kereslet és kínálat összehangolását. Csak néhány szakon maradt korlátozás (fogorvosi, orvosi képzés). Új programok indításához viszont az Oktatási Minisztérium engedélyezésére volt szükség. A minisztérium, részben munkaerő-piaci szempontokat is figyelembe vesz a döntés során. Ugyancsak munkaerő-piaci szempontokra hivatkozva a minisztérium meg is szüntethetett programokat (*Eurydice, 2000*). 2003-tól az Oktatási Minisztérium prioritásként jelölte ki a programok rugalmasságának növelését, a moduláris képzések arányának növelését és a rövidebb képzések esetében a munkáltatókkal való kapcsolat erősítését. Az intézmények nem

a hallgatói létszám alapján kapják a támogatást, hanem részben a hallgatói krediteken, részben a sikeresen letett vizsgákon alapul a finanszírozás. (*Eurydice, 2000*) Norvégiában 2003-ig az Oktatási és Kutatási Minisztérium határozta meg a felsőoktatás teljes, és tudományterületenkénti kapacitását. 2003-tól néhány magas költség-igényű szakot leszámítva (orvos, fogorvosképzés) a felvehetők létszámának meghatározása a felsőoktatási intézmények hatáskörébe került, abból a célból, hogy a képzési programkínálat rugalmasabban tudja követni a keresletet. A bölcsész, természettudományi vagy társadalomtudományi képzésben minden jelentkezőnek fel kell ajánlani férőhelyet, ha kapacitáskorlátok miatt nem tudott bekerülni abba az intézménybe, ahová jelentkezett, akkor egy másik intézményben. Az Oktatási és Kutatási Minisztérium továbbra is készít munkaerő-piaci előrejelzéseket a különböző képzettségűek keresletének és kínálatának alakulásáról, de ennek nincs szerepe a létszám közvetlen meghatározásában. (*OECD, 2005a*) az előrejelzések célja, hogy a felsőoktatási intézmények és a hallgatók információhoz jussanak az előbbiekről az intézmények stratégiai terveinek kidolgozásához, az utóbbiak továbbtanulási döntésük meghozatalához (*OECD, 2005b*). Svédországban 1977-től a felsőoktatásba felvehetők létszámát központilag határozták meg, részletes oktatási-képzési tervek alapján. Az 1980-es években a szabályozást egyre több kritika érte rugalmatlansága miatt, illetve azért, mert a részletes oktatási tervekben felhasznált munkaerő-piaci előrejelzések csak igen korlátozottan voltak sikeresek (*Fritzell, 1998*). 1992 és 1995 között a korábbi centralizált létszám-meghatározást megszüntették, a programkínálat meghatározásának joga teljes egészében a felsőoktatási intézményekhez került. (*Eurydice, 2000*). A közvetlen, kormányzati beavatkozás célja jelenleg, hogy biztosítsák azoknak a programoknak a megmaradását, melyek felsőoktatási intézmények számára kevésbé jövedelmezőek, de a kormányzat elgondolása szerint fontos kulturális értéket képviselnek. 2003-tól például a kis- nyelvi szakok külön támogatásban részesültek, hogy megmaradhassanak a programok (*Huisman és szerzőtársai, 2004*).

A programkínálat meghatározásában tehát az intézmények egyre nagyobb szerepet kaptak azoknak az országoknak a többségében is, ahol korábban a programkínálat kialakításában a kormányzatoknak volt nagyobb szerepe, mivel a tapasztalatok azt mutatták, hogy a központi, szakirányok, vagy intézmények szerinti keret-meghatározás rugalmatlan, illetve mivel a részletes oktatási tervekben felhasznált munkaerő-piaci előrejelzések csak igen korlátozottan voltak sikeresek. Néhány, a programkínálat közvetlen szabályozásával nem élő országban ugyanakkor az elmúlt évtizedben bevezették egyes szakokon a felvehető létszámának a korlátozását. *Olaszországban* 1999-ben törvényben rögzítették, hogy országosan mely szakokon lehet korlátozni a felvehető számát: az orvosi, fogorvosi, állatorvosi és építészeti szakokon, a tanárképzésben, valamint minden újonnan bevezetett kurzuson (*Eurydice, 2000*). *Hollandiában* az u.n. “numerus fixus” rendszer 1984 óta megengedi, hogy a kormányzat, meghatározott szakokon korlátozza a felvehető hallgatók létszámát, ha a munkaerő-piaci előrejelzések szerint a kínálat egy adott képzettségből várhatóan több éven keresztül meg fogja haladni a keresletet. Hollandia egyike azoknak az országoknak, ahol rendszeres információ-gyűjtés folyik a felsőoktatásból kikerülő munkaerő-piaci sikerességéről, vagyis, ahol elég széleskörű információ áll rendelkezésre a kérdésről. A “numerus fixus” szabályozáshoz tartozó szakok körét évente felülvizsgálja az Oktatási Minisztérium és meghatározza a felvehető hallgatók számát. A szabályozás csak a szakok kisebbségére terjed ki. 2003/2004-ben például az orvos, fogorvosképzés, egyes gazdálkodási szakok, a turizmus, ipari design és újságírás szakok voltak, melyekre a numerus fixus szabályozás kiterjedt (*Huisman és szerzőtársai, 2004*). Az egyéb szakokon nem korlátozzák a felvehető hallgatók számát.

Azoknak az országoknak egy részében, ahol nincs közvetlen bemeneti szabályozás, ahol nem határozzák meg az intézmények által felvehető számát, ott a kormányzatok élnek azzal a lehetőséggel, hogy a különböző oktatáspolitikai prioritásoknak megfelelően többlet-

férőhelyeket biztosítsanak és finanszírozzanak a felsőoktatási intézményekben. Így például *Írországb*an, ahol az információs-technológiai szakokon végzettekből hiány mutatkozik, az intézmények külön támogatott férőhelyeket kaphatnak, ha IT képzést indítanak, vagy meglévő képzési programokba beépítenek IT kurzusokat. (*Eurydie, 2000*).

A magyar felvételi szabályozási rendszer, a férőhelyek számának képzési területek, intézmények szerinti központi meghatározása meglehetősen rugalmatlannak tűnik nemzetközi összehasonlításban. Az elmúlt évtizedekben két általános trend volt megfigyelhető a felsőoktatás irányításában nemzetközileg. Az első az intézményi autonómia növelésére irányult, ami azt jelenti, hogy a programkínálat meghatározásában is egyre nagyobb szerepet kaptak az intézmények, azoknak az országoknak a többségében is, ahol korábban a programkínálat kialakításában a kormányzatoknak volt nagyobb szerepük. Ezzel egyidejűleg, egyre erőteljesebben fogalmazódott meg az az igény az országok jelentős részében, hogy a felsőoktatási programkínálatnak a felsőoktatásból kilépők fenntartható foglalkoztathatóságát kell biztosítaniuk. Vagyis, a felsőoktatási intézményeknek nem a munkaerőpiac azonnali, rövid távú igényeire kell felkészíteniük a végzetteket, hanem azt kell biztosítaniuk, hogy a végzettek hosszabb távon is foglalkoztathatóak legyenek (lásd például *Haug 2005*). A programkínálat gazdasági igényekhez történő jobb alkalmazkodásának elősegítésében még azok az országok is, melyek korábban közvetlenül szabályozták a felsőoktatási programkínálat egy részét vagy egészét, egyre kevésbé támaszkodnak a programkínálat közvetlen, bemeneti szabályozására.

2.2. A munkaerő-piaci várakozások és bekerülési esélyek szerepe a felsőfokú továbbtanulási jelentkezési döntésekben

A pályakezdő diplomások munkaerő-piaci lehetőségei, keresetük, foglalkoztatási esélyük komoly különbségeket mutatnak attól függően, hogy milyen képzési területen, és melyik intézményben szerezte diplomáját valaki. Az átlag feletti, illetve átlag alatti hozamot ígérő képzési területek változnak a munkaerő-piaci helyzet, a munkáltatók igényeinek változásával. Az elmúlt két évtizedben Magyarországon csekély mértékű elmozdulások voltak megfigyelhetők abban, hogy mely képzési területek ígértek átlag feletti, illetve átlag alatti munkaerő-piaci lehetőségeket. Néhány képzési terület (például a gazdálkodási/közgazdasági, informatikai) átlag feletti kereseti hozamot és foglalkoztatási esélyeket ígér, míg más szakterületekkel (így a pedagógusképzés, vagy az agrár-szakterületen szerzett végzettség) csak átlag alatti hozamot lehet elérni. (Galasi, 2004d, Varga, 2011 és Varga, 2013). Ezeknek a különbségeknek nagy része akkor is megmarad, ha kiszűrjük a különböző intézményekben és képzési területeken végzettek képesség-különbségeinek hatását (Varga, 2013).

A következőkben azt mutatom be, hogy a felvehető létszámának korlátozása, és a felsőoktatás kínálatának szakterületi összetétel szerinti relatíve lassú alkalmazkodása azt eredményezheti, hogy a fennmarad, vagy esetleg még növekszik is a hallgatói kereslet olyan szakterületek iránt is, melyek kevésbé ígéretes munkaerő-piaci lehetőségeket biztosítanak a végzetteknek, ami azt jelenti, hogy a felsőfokú végzettségűek tudományterületek szerinti kínálata lassabban alkalmazkodik a kereslethez, mint e szabályozás nélkül alkalmazkodna. A felsőoktatásba jelentkezők viszont, az adott szabályozási keretek között racionális választások nyomán juthatnak el oda, hogy a rosszabb munkaerő-piaci perspektívájú szakokra, képzési

területekre jelentkezzenek, ezzel fenntartva a keresletet a munkaerő-piaci boldogulást tekintve kevésbé ígéretes képzések iránt is.

A felsőoktatásba jelentkezők jelentkezési döntéseit az emberi tőke modell keretei között vizsgáljuk. Számos tanulmány bemutatta, hogy nagyon heterogén a felsőfokú végzettség kereseti hozama (*Altonji et al, 2012; Grogger és Eide, 1995; Varga, 2011, 2013*). Az egyik általánosan elfogadott magyarázat szerint e különbségek annak köszönhetőek, hogy az egyének komparatív előnyük alapján hozzák meg iskolázási döntéseiket, választanak szakterületet (*Turner és Brown, 1999; Paglin és Rufolo, 1990*). Ez azt is jelenti, hogy az egyéni jellemzők meghatározzák a kereseti várakozásokat, és hogy a munkaerő-piaci várakozások is heterogének. A felsőoktatási továbbtanulási döntéseket vizsgáló tanulmányok egy része szelekciós modelleket használt e probléma kezelésére (lásd például *Heckman-Li, 2003*).

A hallgatók kereseti várakozásait több tanulmány közvetlenül is vizsgálta (*Betts, 1996; Dominitz – Manski, 1996; Wolter, 2000; Brunello-Lucifora-Ebmer 2001, Varga 2001, 2002*). Ez az elemzés is részben a potenciális hallgatók munkaerő-piaci várakozásainak közvetlen megfigyelésén alapul, így a hallgatói várakozások heterogenitását figyelembe tudjuk venni a továbbtanulási döntések vizsgálatakor. Az adatfelvétel, melyet felhasználunk az elemzéshez, a felsőoktatásba jelentkezőket arra kérte, hogy különböző iskolázási forgatókönyvek esetén határozzák meg saját, várható munkaerő-piaci helyzetüket.

Ha a felsőoktatási férőhelyek kínálata teljesen rugalmas volna, az egyének azt a képzési területet/intézményt választanák, melyben a képzettség megszerzése a legmagasabb életkereseti-többletet biztosítja számukra. Mivel egy-egy képzési területre/intézménybe a férőhelyek száma korlátozott, ezért a felsőoktatásba jelentkezők nem csak a várható kereseti előnyüket, hanem a felvétel (és a képzés sikeres befejezésének) valószínűségét is figyelembe veszik a jelentkezéskor, mivel a képzéshez kapcsolható magasabb kereseteket, jobb

munkaerő-piaci lehetőségeket csak akkor tudják realizálni, ha felvételt nyernek a választott szakra/intézménybe (és sikeresen befejezik tanulmányaikat). Ezeknek a választásoknak nyomán a hallgatói kereslet a rosszabb munkaerő-piaci lehetőségeket ígérő képzési területek/intézmények iránt növekedhet, ha a legjobban keresett képzési ágak kínálata kisebb ütemben növekszik, mint az e képzési ágak iránti kereslet. Ha ugyanakkor azokban a képzési ágakban/intézményekben is növekszik a kínálat, melyek kedvezőtlenebb munkaerő-piaci lehetőségeket kínálnak, akkor – mivel ezekben kevésbé szigorúak a bekerülési feltételek – az érettségizettek ezekre a képzési ágakba, intézményekbe is jelentkezni fognak.

A következőkben *Mingat és Eicher (1982)* nyomán azt feltételezzük, hogy a potenciális hallgatók felsőoktatási jelentkezési döntéseik meghozatalakor választásuk két dimenziója alapján döntenek, a munkaerő-piaci hozamok és a siker valószínűsége alapján, és hogy e két elem között átváltás van. A legtöbb korábbi tanulmány konstans sikeresességet tételezett fel a különböző szakirányok esetén, de néhány tanulmány (*Rochat-Demeulemeester 2001; Montmarquette és szerzőtársai 2002, Chevalier-Conlon 2003*) olyan modelleket használt, mely ugyancsak *Mingat és Eicher* feltételezésére épülnek.

Először, az érettségizők jelentkezési stratégiáját elemezzük. A következő kérdéseket vizsgáljuk: mekkora szerepe van a jelentkezési csomag összeállításában a munkaerő-piaci várakozásoknak és bekerülési esélyeknek? Hogyan alakítja az érettségizők stratégiai viselkedése, hogy milyen képzési területekre jelentkeznek?

A tanulók jelentkezési stratégiájának három elemét elemezzük: (1) a beadott jelentkezések számáról szóló döntést; (2) a költségtérítési és állami finanszírozású férőhelyre történő jelentkezés közötti döntést; és (3) több jelentkezés beadása esetén a képzési területek/intézmények kiválasztását.

A magyar felsőoktatási felvételi rendszerben, 1990 után sokáig egyáltalán nem korlátozták, hogy hány jelentkezést adhat be egy jelentkező, majd 2010 után hat jelentkezésben limitálták a jelentkezések számát. A jelentkezőknek minden esetben meg kell adniuk jelentkezéseik preferencia-sorrendjét, és választaniuk kell, hogy egy-egy jelentkezést állami finanszírozású, vagy költségtérítéses férőhelyre adnak-e be? Az állami finanszírozású férőhelyek tandíjmentesek, míg a költségtérítéses képzésben a hallgatóknak meg kell fizetniük képzési költségeiket. A jelentkezők az ajánlatokat preferencia-sorrendjüknek megfelelően kapják. Minden jelentkező csak egy felvételi ajánlatot kap. Minden jelentkező, aki elérte legalább egy jelentkezése esetén a bekerülési ponthatárt, felvételi ajánlatot kap, de az ajánlatokat a megjelölt preferencia-sorrendnek megfelelően kapják. Vagyis, ha egy előbbre sorolt képzésre megvan a jelentkezőnek a felvételihez sorolt minimális pontszámra, akkor erre a képzésre fog felvételi ajánlatot kapni, és a hátrább sorolt képzésekre automatikusan elutasítják, akkor is, ha azoknál a képzéseknél is megvan a minimálisan szükséges pontszáma.

2.2.1. Elméleti megfontolások

Kiinduló feltételezésünk, hogy a végzettség szakiránya/intézménye hat a végzettek keresetére és a bekerülési esélyekre is. Azokra a képzési területekre, melyek iránt nagy a kereslet a munkaerőpiacon és/vagy, melyek jobb minőségű képzést nyújtanak, melyek elvégzése után a végzettek többet keresnek, a bekerülési esély kisebb, mivel a kereslet nagyobb e képzési területek iránt. A felsőoktatásba jelentkezők a jelentkezés várható hasznossága alapján döntenek, mely a várható életkereset és a bekerülési esély függvénye.

A potenciális hallgatót több, egymást követő döntést hoznak. (1) Először eldöntik, hogy hány jelentkezést adnak be (beleértve azt a döntést is, hogy a jelentkezések száma 0, vagyis nem adnak be jelentkezést. (2) Ezt követően azok, akik jelentkeznek, felsőfokú

továbbtanulásra eldöntik, hogy állami finanszírozású, vagy költségtérítéses helyre adják-e be jelentkezésüket. (3) Végül eldöntik, jelentkezéseik preferencia sorrendjét.

Minden egyén számára, aki jelentkezik valamely felsőoktatási intézménybe van legalább egy olyan képzési terület/intézmény, ahol a jelentkezés várható hasznossága nagyobb, vagy egyenlő a nem-jelelntkezési alternatíva hasznosságánál (a végzés után elért diszkontált életkereseti többlet a bekerülési eséllyel súlyozva egyenlő, vagy nagyobb, mint a középfokú végzettséggel elérhető diszkontált életkereset plusz a képzés egyéni költségei). Ha a jelentkezők csak egyetlen helyre adhatják be jelentkezésüket, akkor azt az alternatívát fogják választani, oda fogják beadni jelentkezésüket, ahol várható hasznosságukat maximálják. Ha a jelentkezések száma nincs korlátozva, és nincsenek jelentkezési költségek (vagy a jelentkezési költségek elhanyagolhatóak), a jelentkezők minden olyan képzési területre/szakra beadják jelentkezésüket, ahol a jelentkezés várható hasznossága nagyobb, mint a tovább nem tanulási alternatíváé. Ha vannak jelentkezési költségek (jelelntkezési díjak, egy újabb felvételi vizsgára felkészülés költségei) a potenciális hallgatók csak akkor adják be további szakokra/intézménybe a jelentkezésüket, ha a további jelentkezés várható hasznossága nagyobb, vagy egyenlő az újabb jelentkezés marginális költségénél.

Az állami finanszírozású és költségtérítéses helyre történő jelentkezés közötti választás a második jelentkezési döntés része. A jelentkezők akkor adják be költségtérítéses képzésre a jelentkezésüket, ha a jelentkezés várható hasznossága nagyobb, mint a jelentkezés várható költsége. A költségtérítéses férőhelyen a képzési költségek jóval nagyobbak, de a bekerülési esélyek is nagyobbak lehetnek, mivel a költségtérítéses képzésre rendszerint alacsonyabb pontszám is elegendő, mint az állami finanszírozású férőhelyekre, ugyanarra a szakra, ugyanabban az intézményben.

Végül, a jelentkezők döntenek jelentkezéseik preferencia sorrendjéről. A j alternatívát akkor fogják előbbre sorolni, mint k alternatívát, ha a j alternatíva várható hasznossága

nagyobb, $E(U_j) \geq E(U_k)$. Mivel a magyar felvételi rendszerben minden jelentkező végül egy ajánlatot kap, mely a hallgató preferencia sorrendjét követi, ezért megalapozottnak tűnik azt feltételezni, hogy a jelentkezők választásaiknál különböző súlyt adnak a bekerülési esélyüknek és a munkaerő-piaci várakozásaiknak. Valószínűen, az inkább preferált alternatívák esetén kisebb súllyal veszik számításba a bekerülési esélyt, és nagyobb súllyal a munkaerő-piaci várakozásokat, a kevésbé preferált jelentkezőknél pedig fordítva, nagyobb súllyal veszik figyelembe bekerülési esélyüket és kisebb súllyal az adott jelentkezéshez kapcsolható munkaerő-piaci várakozásokat.

2.2.2. Adatok és módszerek

Az elemzéshez egy, az érettségi előtt álló középiskolások körében végzett felmérés adatait használtam. A felmérés 2000-ben készült, két hónappal azt megelőzően, hogy a tanulóknak be kellett adniuk felsőoktatási továbbtanulási jelentkezéseiket. Az ország 1192 középiskolájából véletlenszerűen kiválasztottunk 60 iskolát, ahol a végzős évfolyam valamennyi tanulóját megkérdeztük⁷. A megfigyelt esetek száma 3188 volt, közülük 2298 tanuló tervezte, hogy jelentkezik a felsőoktatásba. A tanulóktól továbbtanulási terveikre, családi hátterükre, iskolai előmenetelükre vonatkozó kérdések mellett, munkaerő-piaci várakozásaikra vonatkozó kérdéseket is feltettünk (saját leendő kereseteikre vonatkozó várakozásaikról és munkához jutásuk valószínűségéről alkotott véleményükről kérdeztük őket) kétféle forgatókönyvet feltételezve. (1) Ha iskolai pályafutásuk véget érne az érettségi megszerzésével. (2) Ha felvételt nyernének arra a szakra és abba az intézménybe, ahová első helyen jelentkeztek és sikeresen elvégezték az adott szakot. Emellett részletes információt

⁷ Az adatfelvétel részletes ismertetését lásd Varga, (2001).

kértünk a tanulóktól továbbtanulási terveikről, hogy melyik felsőoktatási intézménybe, szakra terveznek jelentkezni első, második, harmadik, és negyedik helyen.

Bár az adatfelvétel során a tanulókat megkérdeztük kereseti várakozásaikról, az elemzésben számított kereseti várakozásokkal dolgoztunk. Ennek az a magyarázata, hogy a kérdés során csak arról a kereseti várakozásokról kérdezték meg a tanulókat, melyet ahhoz kapcsolnak, ha az első helyen történő jelentkezésük sikeres lesz. A jelentkezési stratégia elemzéséhez viszont szükségünk volt azokra a kereseti várakozásokra is, melyeket a második, harmadik, vagy negyedik helyen történő felvételhez kapcsolnak a tanulók.

A következőképpen jártunk el. Először minden tanulónak kiszámoltuk a legpreferáltabb szakhoz kapcsolódó, kinyilvánított kereseti várakozása eltérését az ugyanabban az intézményben és szakon végzett pályakezdő diplomások átlagos keresetétől.⁸ Ezután a tanulók kereseti várakozásának és az átlagos keresetek közötti különbséget függő változóként használva regressziós becslést végeztünk, melyben a független változók a tanulók megfigyelhető jellemzői voltak (nem, a középiskola típusa, a tanuló lakóhelyének településtípusa, a családi jövedelem, a szülők iskolázottsága és a tanuló képességeinek proxy változójaként az u.n. „hozott pontszáma”). A becsült koefficienseket használtuk ezután, hogy megbecsüljük kereseti várakozásaikat a további jelentkezések esetén. Ezzel a módszerrel azt feltételeztük, hogy ugyanazok a megfigyelt és meg nem figyelt jellemzők határozzák meg egy adott tanuló kereseti várakozásainak eltérését az átlagos, tényleges pályakezdő keresetektől, függetlenül attól, hogy egy tanuló egy-egy jelentkezést hányadikként jelölt meg preferencia sorrendjében. Vagyis, azt feltételeztük, hogy azok a tanulók, akik az átlagosnál magasabb/alacsonyabb keresetet várnak, ha az első helyen megjelölt szakon/intézményben fejezik be tanulmányaikat, azok azt várják, hogy kereseti potenciáljuk magasabb/alacsonyabb lesz akkor is, ha a preferencia sorrendjükben hátrébb sorolt szakok/intézményben végeznek.

⁸ A pályakezdő diplomások kereseti adatai a FIDÉV (Fiatal Diplomások Életpálya vizsgálata) adatfelvétel második hullámának adatain alapulnak.

Bár ez a módszer nem veszi figyelembe, hogy az egyes tanulók eltérően értékelhetik az átlagoshoz mért relatív kereseti lehetőségeiket a különböző jelentkezések esetén, és ezért a becslések torzítottak lehetnek, az adatfelvétel adatai azt mutatják, hogy az átlagosnál magasabb kereseti hozamot váró jelentkezők általában is az átlagosnál optimistábbak saját kereseti lehetőségeiket illetően. Például az a tanuló, aki úgy gondolja, hogy az átlagnál többet fog keresni, mint mérnök, mivel nagyon jók a képességei matematikából és fizikából, magasabb kereseteket vár az átlagosnál, amikor más, hasonló képességeket igénylő képzési területet választ, például matematika tanári szakra jelentkezik. Egy, ugyanerre az adatbázisra épülő korábbi vizsgálat eredményei (Varga, 2001) azt mutatták, hogy azok az érettségizők, akik saját munkaerő-piaci lehetőségeiket az átlagosnál jobbnak/rosszabbnak gondolták a leginkább preferált szakon/intézményben befejezett tanulmányaik után, általában is az átlagosnál jobbnak/rosszabbnak látták munkaerő-piaci esélyeiket (például csak érettségi végzettséggel). Ezek az eredmények arra utalnak, hogy a fent leírt becslési eljárás nem torzítja nagyon az eredményeket.

Az elemzés három empirikus modellre épül. Az első egy u.n. „*zero-inflated Poisson modell (ZIP modell)*”, melyet a jelentkezések számának vizsgálatára használtunk. A Poisson regressziós modell a gyakorisági adatok regressziójára használt általános módszer. Az adatok azonban gyakran, mint a mi esetünkben is, nem teljesítik a Poisson eloszlás feltételeit, a várható érték és a variancia nem egyezik meg, hanem gyakran a variancia meghaladja a várható értéket. Ez a túlszóródás (*over-dispersion*) annak következménye, hogy az adatok között sok nulla szerepel, mivel a középiskolások jelentős hányada egyáltalán nem jelentkezik felsőfokú továbbtanulásra. Mintánkban a tanulók egyharmada nem tervezett felsőfokú tanulmányokat, vagyis az esetek egyharmada zéró értékű volt. A nagyszámú nulla értékű megfigyelés a felsőoktatásba jelentkezők és a nem jelentkezők közötti - meg nem figyelt - heterogenitás következménye lehet. A ZIP modell ezt a problémát kezeli (Greene, 1994),

megengedi, hogy szisztematikus különbségek legyenek a nulla és nullától eltérő megfigyeléseket generáló folyamatok mögött. A ZIP modell a jelentkezés előfordulását egy bináris folyamattal írja le, a jelentkezések számát pedig diszkrét függő változós modellel.

Miután eldöntötték, hogy hány jelentkezést adnak be, a jelentkezőknek meg kell adniuk, hogy költségtérítéses, vagy állami finanszírozású helyre adják-e be jelentkezésüket. A második lépésben ennek a döntésnek a meghatározóit vizsgáltuk, logit becslésekkel. A modellekben a független változók között a tanulók társadalmi, demográfiai jellemzőit leíró változók mellett a középiskola típusa, a jelentkezés szakiránya, és az adott tanulónak az ugyanabba az intézménybe/szakra állami finanszírozású helyre történő bekerülési esélye szerepelt. A modellben szereplő, a jelentkezés szakirányát leíró változó endogén lehet. A jelentkezés szakirányát leíró változó abban az esetben endogén, ha a jelentkezők ugyanazon meg nem figyelt jellemzői (például bizonyos meg nem figyelt családi jellemzők) hatással vannak a költségtérítéses képzés és az adott szakirány választására is. Az egyik, általános megoldás a problémára az instrumentális változók módszere (IV), melyhez arra van szükség, hogy találjunk olyan változót, mely korrelál az endogén változókkal, de nem korrelál – estünkben - a költségtérítéses képzés választásával. Mivel nem állt rendelkezésünkre megbízható instrumentális változó, ez a probléma megoldatlan marad ebben az elemzésben.

Végül, azt elemeztük, hogy mi határozza meg egy adott szakirány első helyen és utolsó helyen történő választásának valószínűségét. Azt a hipotézisünket kívántuk ellenőrizni, hogy az érettségizők a képzési terület választásakor munkaerő-piaci várakozásaikat és bekerülési esélyüket is tekintetbe veszik, de különböző súlyt adnak ezeknek a változóknak a különböző helyre sorolt jelentkezéseikben, és az utolsó jelentkezésükkor a bekerülési esélyt mérő változónak meghatározó szerepe van. Multinomiális logit modelleket becsültünk. (1) az első helyen történő jelentkezés meghatározóira, azoknak az érettségizőknek az adatai felhasználásával, akik egynél több helyre kívánnak jelentkezni. (2) Az utolsó helyen történő

jelentkezésekre, a felsőoktatásba jelentkezők teljes mintáját felhasználva. Azért ismételtük meg ugyanazokat a becsléseket a legpreferáltabb és a legkevésbé preferált jelentkezésre, hogy összehasonlítsuk e két jelentkezés meghatározóit, hogy megvizsgáljuk, hogy az érettségizők különböző súllyal veszik-e figyelembe a bekerülési esélyüket és munkaerő-piaci várakozásaikat az első, és utolsó jelentkezés esetén.

Az elemzéshez használt magyarázó változókat a *Függelék F3. táblázat* foglalja össze. Két változó segítségével írtuk le a tanulók *munkaerő-piaci várakozásait*: (1) az érettségiző kereseti nyereség várakozásának logaritmusaival, vagyis a diploma megszerzése után várt keresete és az érettségivel várt keresete különbségével; (2) a foglalkoztatási esélyének várt növekedésével, vagyis a diploma megszerzése után várt foglalkoztatási esélyének és az érettségivel várt foglalkoztatási esélyének különbségével. Ahogy számos tanulmány bemutatta (pl. Berger, 1988) a továbbtanulási döntéseket nem egyszerűen a pályakezdő keresetek, hanem a teljes várt életkereseti többlet befolyásolja. Hasonló eredményre jutott Varga (2001) magyar adatok felhasználásával is. Mivel az elemzésünkben az érettségizők kereseti várakozásai diplomás pályakezdőként becsült keresetek voltak, azt a megoldást választottuk, hogy csak a pályakezdő kereseti többlet hatását vizsgáltuk, mivel egy teljes becsült életkereseti pálya meghatározása kevésbé tűnt megbízhatónak.

A *bekerülési esélyt* mérő változóhoz úgy jutottunk, hogy kiszámoltunk minden érettségiző minden jelentkezéséhez az érettségiző „hozott pontszámát” a megcélzott intézmény/szak, állami finanszírozású férőhelyére szükséges (előző évi) minimális pontszám arányában⁹. A hozott pontszám a tanuló középiskolai eredményeiből és egyéb, a felvételi

⁹ A minimálisan szükséges pontszámokra vonatkozó adatokat intézmény/szakupáronként a Felsőoktatási Felvételi Iroda teljeskörű felvételi adatbázisából (FELVI) nyertük.

Felmerülhet, hogy a bekerülési valószínűség endogen a modellben. Mivel azonban ugyanazon képzési területeket különböző felsőoktatási intézmények is kínálnak, a legmagasabb presztízsű intézményektől a rossznak tekintett intézményekig, a bekerüléshez szükséges minimális pontszámoknak nagy a szórása képzésterületen belül. Ezért, mivel a modellekben a képzési területeket vizsgáljuk, nincs okunk feltételezni, hogy ugyanazok a nem megfigyelt jellemzők hatnak a képzési terület választására és a bekerülési valószínűsége.

pontszámba beszámításra kerülő eredményeiből adódott (osztályzatok, nyelvvizsga léte, szintje stb.). A hozott pontszám változót a tanulók „kéességeinek” proxy változójaként használtuk. A tanulók *társadalmi/demográfiai jellemzőit* leíró változók között szerepelt az érettségiző neme, az egy főre jutó családi jövedelem, és a szülők iskolázottságát mérő változók. Ezeket a változókat azért vontuk be az elemzésbe, hogy lássuk, hogy az érettségizők családi háttere szerint megfigyelhetők-e szisztematikus különbségek a tanulók jelentkezési stratégiájában, például abban, hogy mekkora valószínűséggel választanak olyan képzési területet, ahol nagy a visszautasítás esélye, hogy több, vagy kevesebb helyre adják-e be a jelentkezésüket, vagy, hogy jelentkeznek-e költségtérítéssel képzésre. További magyarázó változóként szerepelt a modellekben az érettségiző *középiskolájának típusa*. A magyar középfokú oktatás rendkívül szelektív, így a középiskola típusa hatással lehet a jelentkezés költségeire (a különböző iskolatípusokban eltérő a tanterv, ezért a felkészülés a felvételi vizsgára különböző erőfeszítést követelhet meg), de például a középiskola típusától függően a tanulmányok költségei is különbözhetnek (például a felsőfokú tanulmányok haszonlehetőség költsége nagyobb lehet azok számára, akik szakközépiskolában érettségiznek, és már van egy középfokú szakképzettségük). Az érettségizők szakirány választását hét képzési területbe soroltuk be. (Ezeket a *Függelék F4. táblázat* ismerteti.)

2.2.3. Empirikus eredmények

Először azt vizsgáljuk, hogy milyen hatással van a jelentkezések számára az érettségizők kereseti várakozásának és kéességeinek. A *13. táblázat* a ZIP modell eredményeit foglalja össze. A függő változó a jelentkezések száma volt a modellben. Az inflációs (*inflation*) és a számossági (*count*) modellben ugyanazokat a magyarázó változókat vontuk be. Mivel az inflációs modell annak a valószínűségét írja le, hogy az egyén a nem-

jelentkezést választja, ami a számossági (*count*) modell ellentéte, a becsült koefficiensek várható előjele különbözik a két modellben (bár nem szükségszerűen).

A következő magyarázó változókat használtuk a ZIP modellben: a legpreferáltabb, első helyen történő jelentkezéshez kapcsolt kereseti-nyereség, az érettségiző képességei (a hozott pontszámmal mérve), neme, szülei iskolai végzettsége, az egy főre jutó családi jövedelem és a középiskola típusa. Mivel a becslések a teljes minta adatain készültek, vagyis azok az érettségizők is szerepeltek a mintában, akik nem terveznek felsőfokú továbbtanulást, a jelentkezés képzésterületét nem tudtuk magyarázó változóként bevonni az elemzésbe, hiszen a nem továbbtanulókra vonatkozóan nem állt rendelkezésre ez az adat. Ugyanezen okból ki kellett hagynunk az elemzésből a diploma megszerzéséhez kapcsolt várt foglalkoztatási esélynövekedést leíró változót, mivel ez az adat is hiányzott a továbbtanulásra nem jelentkező érettségizők többsége esetében. (A diploma megszerzéséhez kapcsolt kereseti-hozam várakozásra vonatkozó adatot azért tudtuk bevonni az elemzésbe, mivel az adatfelvétel során a továbbtanulásra nem jelentkezőket is megkérték, hogy értékeljék, mekkora keresethez tudnának jutni, ha felsőfokú végzettséget szereznének, illetve mekkorát érettségivel.)

3. táblázat

A jelentkezők számának meghatározói - ZIP modell

	Számosági (<i>Count</i>) modell	Inflációs (<i>Inflation</i>) modell
	Koefficiens (z)	Koefficiens (z)
Kereseti hozam-várakozás (logaritmusa)	0,057* (2,67)	-7.051* (-46.71)
Képességek (Pontszám)	0,008* (7,51)	0.012 (1.02)
Férfi ¹	-0,096* (-4,24)	1.775* (7.10)
<i>A középiskola típusa</i>		
4 osztályos gimnázium ¹	-0,032 (-0,90)	-0.201 (-0.40)
6 osztályos gimnázium ¹	-0,021 (-0,91)	-0.019 (-0.05)
Műszaki szakközépiskola ¹	-0,175* (-4,75)	0.308 (0.74)
Közgazdasági szakközépiskola ¹	-0,150* (-4,18)	0.699** (1.91)
Egészségügyi szakközépiskola ¹	-0,126 (-1,52)	-1.063** (-1.91)
<i>A szülők iskolázottsága</i>		
Az apa középiskolai végzettségű ¹	0,011 (0,43)	1.678* (3.13)
Az apa legalább főiskolai végzettségű ¹	-0,012 (-0,43)	0.986* (2.22)
Az anya középiskolai végzettségű ¹	0,045 (1,52)	-0.803* (-2.20)
Az anya legalább főiskolai végzettségű ¹	0,080** (2,37)	-0.545** (-1.96)
<i>1 főre jutó családi jövedelem</i>		
- 30000 HUF ¹	0,067* (2,69)	-1.050* (-3.68)
31000 – 60000 HUF ¹	0,045 (1,65)	-0.499* (-2.14)
61000 - 100000 HUF ¹	0,010 (0,31)	-0.644* (-2.02)
Konstans	-0,315 (-1,31)	53.372* (36.28)
Megfigyelt esetek száma	3188	
A 0 értékű megfigyelések száma	890	
Wald chi ² (15)	191,67	
Prob> chi2	0,0000	
Log-likelihood	-3450,469	

* Szignifikáns 1 %-os szinten ** Szignifikáns 5 %-os szinten

Robosztus standard hibával

Referencia kategória: nő; 4 osztályos gimnázium; az apa középfokúnál alacsonyabb végzettségű; az anya középiskolánál alacsonyabb végzettségű; 1 főre jutó családi jövedelem több mint 100000 HUF

Az inflációs (*inflation*) modell eredményei azt mutatják, hogy az első helyen történt jelentkezéshez kapcsolt nagyobb kereseti-hozam várakozás növeli annak valószínűségét, hogy az érettségiző jelentkezik felsőfokú továbbtanulásra, a számossági (*count*) modell eredményei pedig azt mutatják, hogy a magasabb kereseti hozam-várakozás a jelentkezések számát is növeli. Következésképpen, azok az érettségizők, akik magasabb kereseti hozamra számítanak a diploma megszerzése nyomán, nagyobb valószínűséggel jelentkeznek felsőoktatásba, és nagyobb valószínűséggel adnak be egynél több jelentkezést. Ezek az eredmények megfelelnek a várakozásainknak. A kereseti hozam-várakozások meghatározó szerepet játszanak a felsőfokú továbbtanulási döntésekben. Azoknak az érettségizőknek a számára, akik magas hozamot várnak az első helyen megjelölt alternatívától, a jelentkezés hasznossága meghaladja a tovább-nem- tanulási alternatíváét nagyszámú további opció esetén is, ezért további jelentkezéseket is beadnak. A mindig-nulla modell eredményei meglepőek, míg a számossági (*count*) modell eredményei megerősítik előfeltevéseinket. A képességeknek a jelentkezés előfordulására nem volt szignifikáns a hatása az eredmények szerint, ezzel szemben a jelentkezők közül a jobb képességű tanulók nagyobb valószínűséggel nyújtanak be több helyre jelentkezést, vagyis a jobb képességűek más jelentkezési stratégiát választanak, több helyre jelentkeznek. A rosszabb képességű érettségizők számára -úgy tűnik-, hogy kevés olyan opció áll rendelkezésre, melyben a bekerülési esély elég nagy ahhoz, hogy a jelentkezés várható hasznossága nagyobb legyen, mint a tovább-nem-tanulási alternatíváé, de egy „nincs mit veszteni” stratégia részeként lehet, hogy ezek az érettségizők is beadnak egy jelentkezést, ha a képzéshez kapcsolt kereseti nyereség elég nagy. A jó képességű hallgatóknak számos képzési területre/intézménybe nagy a bekerülési esélyük. Számukra egy-egy újabb jelentkezés nem pénzületi költsége (egy újabb felvételi vizsga letétele) is kisebb, vagyis az ő számukra számos lehetőség van, ahol a jelentkezés várható haszna nagyobb, mint a tovább-nem-tanulási alternatíváé. Bár ezeknek az érettségizőknek nagyobb az esélyük, hogy felvételt

nyerjenek az elsőként megjelölt szakra/intézménybe, a felvétel bizonytalan, ezért megalapozott kockázatkerülő stratégia lehet, ha több helyre jelentkeznek.

Az érettségizők jelentkezési stratégiája különbözik egyes társadalmi/demográfiai jellemzők mentén. A férfiak szignifikánsan nagyobb valószínűséggel jelentkeznek felsőoktatásba, mint a nők, ha kontrollálunk az egyéb jellemzőkre. Azok a férfiak, akik jelentkeznek kevésbé kockázatkerülő, és kevesebb helyre adják be jelentkezésüket. Néhány szakközépiskola-típusból (egészségügyi) szignifikánsan nagyobb valószínűséggel nem akarnak továbbtanulni az érettségizők, más szakközépiskolákból pedig (műszaki, közgazdasági), nagyobb valószínűséggel adják be kevesebb helyre jelentkezésüket. Ezek az eredmények azt mutatják, hogy a középfokú oktatás összetétele komoly szerepet játszik a felsőoktatás iránti kereslet alakulásában. Nyilvánvalóan, a jelentkezés költségei a szakközépiskolában végzőknek (a felvételi vizsgára történő felkészülés költségei) a szakközépiskolától eltérő képzési területre magasak lehetnek, míg a szakközépiskolával megegyező képzési területre jelentkezés költségei relatíve kicsik. A szakközépiskolában érettségizők nagy részének a végzéskor már van középfokú szakképzettsége, emiatt a felsőfokú tanulmányok miatti elmulasztott kereseteik is nagyobbak lehetnek, mint a középfokú szakképzettséggel nem rendelkező gimnáziumban érettségizőké. A jelentkezések számára hatással van az érettségiző anyjának iskolai végzettsége. Az inflációs modell eredményei azt mutatják, hogy azok az érettségizők, akiknek az anyja érettségizett, vagy felsőfokú végzettségű, kisebb valószínűséggel akarják befejezni tanulmányaikat az érettségivel, a számossági modell eredményei pedig azt, hogy ezek az érettségizők nagyobb valószínűséggel jelentkeznek több intézménybe/képzési területre. Elemzésünk ez a része megerősítette, hogy a várható kereseti hozam, pozitív szignifikáns hatással van a felsőoktatási jelentkezések valószínűségére is, és arra is, hogy hány jelentkezést adnak be a jelentkezők.

Ugyanakkor azt találtuk, hogy a képességeknek nincs szignifikáns hatása a felsőoktatási jelentkezések valószínűségére, de a jobb képességű jelentkezők több jelentkezést adnak be.

Amikor a jelentkezők beadják jelentkezésüket, akkor minden jelentkezésnél meg kell jelölniük, hogy költségtérítés, vagy állami finanszírozású helyre szeretnének-e felvételt nyerni. A költségtérítéses képzésre jelentkezés komolyan javíthatja a bekerülési esélyeket (és így a jelentkezés várható hasznosságát), mivel a költségtérítéses helyekre a felvételi ponthatárok rendszerint az állami finanszírozású helyek felvételi ponthatáránál alacsonyabbak, viszont a költségtérítéses képzés jelentősen emeli a képzési költségeket (ami a várható hasznosságot csökkenti). A következő szakaszban a költségtérítéses és állami finanszírozású férőhelyre közötti jelentkezési döntéseket bináris logit modellekkel vizsgáljuk, a felsőoktatásba jelentkező tanulók almintáján. A becslési eredményeket a *4. táblázat* foglalja össze.

4. táblázat

A költségtérítéssel jelentkezés meghatározói (Logit model)

Változó	Koefficiens (z)	dy/dx (z)
Kereseti hozam-várakozás (logaritmusa)	0,078 (0,60)	0,008 (0,60)
Várt foglalkoztatási esély növekedés	-0,002 (-1,17)	-0,000 (-1,17)
Bekerülési esély állami finanszírozású férőhelyre	-5,765* (-6,36)	-0,634* (-6,78)
Költségtérítés nagysága (logaritmusa)	-0,010 (-0,67)	-0,001 (-0,67)
Férfi ¹	-0,109 (-0,58)	-0,011 (-0,59)
<i>A középiskola típusa</i>		
8 osztályos gimnázium ¹	-0,609** (-1,81)	-0,055* (-2,24)
6 osztályos gimnázium ¹	-0,538** (-1,88)	-0,050* (-2,22)
Műszaki szakközépiskola ¹	-0,314 (-0,93)	-0,031 (-1,04)
Közgazdasági szakközépiskola ¹	-0,528** (-1,81)	-0,049* (-2,15)
Egyéb szakközépiskola ¹	0,161 (0,50)	0,018 (0,48)
<i>A szülők iskola végzettsége</i>		
Az apa középfokú végzettségű ¹	0,186 (0,77)	0,021 (0,75)
Az apa legalább főiskolai végzettségű ¹	0,362 (1,39)	0,041 (1,35)
Az anya középfokú végzettségű ¹	0,293 (1,08)	0,033 (1,05)
Az anya legalább főiskolai végzettségű ¹	0,258 (0,89)	0,028 (0,88)
<i>I főre jutó családi jövedelem</i>		
- 30000 HUF ¹	-0,817* (-3,84)	-0,084* (-4,08)
31000 – 60000 HUF ¹	-0,587* (-2,62)	-0,057* (-2,97)
61000 – 100 000 HUF ¹	-0,270 (-1,14)	-0,027 (-1,22)
<i>Az első helyen történő jelentkezés képzési területe</i>		
Képzési terület 2 ¹	-0,529 (-0,77)	-0,048 (-0,95)
Képzési terület 3 ¹	-0,209 (-0,58)	-0,021 (-0,62)
Képzési terület 4 ¹	0,161 (0,48)	0,018 (0,46)
Képzési terület 5 ¹	0,757* (3,20)	0,091* (2,95)
Képzési terület 6 ¹	0,489 (1,54)	0,062 (1,35)
Képzési terület 7 ¹	-0,411 (-1,08)	-0,039 (-1,24)
Konstans	0,356 (0,239)	

4. táblázat folytatás

Esetszám	1340
Wald chi2 (23)	101.15
Prob> chi2	0.0000
Pseudo R2	0.0997
Log pseudo-likelihood	-517.72565

Robosztus standard hibákkal

¹ dy/dx a dummy változó 0-ról 1-re változása esetén

* Szignifikáns 1 %-os szinten ** Szignifikáns 5 %-os szinten

Referencia kategória: nő; nem jelentkezik költségtérítéses képzésre; 4 osztályos gimnázium; az apa középfokú végzettségénél alacsonyabb végzettségű; az anya középfokúnál alacsonyabb végzettségű; az 1 főre jutó családi jövedelem nagyobb, mint 100000 HUF; Képzési terület 1

A bekerülési esély, a családi jövedelem és az első helyen történő jelentkezés szakterülete, (amennyiben első helyen üzleti, gazdálkodási képzésterületre jelentkezik valaki) szignifikáns hatással van a költségtérítéses férőhelyre történő jelentkezés valószínűségére. A parciális hatások azt mutatják, hogy a bekerülési esély meghatározó hatást gyakorol arra, hogy költségtérítéses képzésre jelentkezik-e az egyén? A bekerülési esélyt mérő változó statisztikailag szignifikáns hatása hatszorosa az egyéb szignifikáns változók hatásának. A családi jövedelem hatása kisebb, de szignifikáns. Azok az érettségizők, akiknek családjában az egy főre jutó jövedelem 30 000 Ft alatt volt, 5 százalékkal, akiknek 30-60 000 Ft között volt, 9 százalékkal, kisebb valószínűséggel jelentkeztek költségtérítéses képzésre, mint a referencia csoporthoz tartozó érettségizők. Azok, akik első helyen üzleti, gazdálkodási képzésre jelentkeznek, 9 százalékkal nagyobb valószínűséggel jelentkeznek költségtérítéses képzésre. A jelentkezők munkaerő-piaci várakozásait leíró változók, a kereseti hozamvárakozások és a foglalkoztatási esélyek várt növekedése, nem bizonyultak szignifikánsnak a költségtérítéses képzés választásában, ahogy a tandíj mértéke és egyéb társadalmi/demográfiai változók sem. Az, hogy a munkaerő-piaci várakozások hatását nem találtuk szignifikánsnak nem meglepő, hiszen a legtöbb állami felsőoktatási intézmény ugyanazokat a szakokat tandíjmentes, állami finanszírozású és tandíjas, költségtérítéses formában is elindítja (bár vannak olyan szakok, illetve olyan nem állami intézmények, melyek csak költségtérítéses

képzést kínálnak). Mivel azok a jelentkezők, akik ezekben az intézményekben költségtérítéses képzésre jelentkeznek, azok rendszerint beadják jelentkezésüket ugyanarra a szakra állami finanszírozású képzésre is, ez azt jelenti, hogy sok esetben a jelentkezőknek egyformák a várakozásaik az adott intézmény/szak nyújtotta életkereseti többletre és foglalkoztatási esély-növekedésre bármely finanszírozási formában jelentkeznek is (költségtérítéses/állami finanszírozású). A tandíj összegének vélhetően azért nem volt szignifikáns hatása a költségtérítéses jelentkezés valószínűségére, mert a szegényebb érettségizőknek - úgy tűnik - mindenképpen túl magas a tandíj, a tehetősebb érettségizők döntését pedig azért nem befolyásolhatta, mert a különböző képzési programok között elég kicsi a tandíjak variabilitása.

Elemzésünk utolsó része a képzési terület választását vizsgálja. Azt a hipotézist fogjuk ellenőrizni, hogy a képzési terület választásakor a jelentkezők mind a várható munkaerő-piaci hozamot, mind bekerülési esélyüket figyelembe veszik, de a megadott preferencia sorrendjük különböző választásaiban eltérő súllyal. Ha egyszerűen összehasonlítjuk a jelentkezők kereseti várakozását, és a bekerülési esélyüket a preferencia sorrendjük szerinti egyes választásaikban, azt találjuk, hogy ahogy lefelé haladunk a jelentkezők preferencia listáján a legtöbb jelentkező alacsonyabb keresetet vár a második helyen megjelölt jelentkezéséhez kapcsolódva, mint az elsőhöz; a harmadik helyen megjelölt jelentkezéséhez kapcsolódva, mint a másodikhoz; és a negyedik helyen megjelölt jelentkezéséhez kapcsolódva, mint a harmadikhoz. Ennek pontosan az ellenkezőjét látjuk a bekerülési esélyeket tekintve. A jelentkezőknek egyre nagyobb a bekerülési esélyük, ahogy lefelé haladunk jelentkezéseikben, preferencia sorrendjük szerint (5. táblázat). Ez az egyszerű összehasonlítás, úgy tűnik, megerősíti azt a feltételezésünket, hogy a jelentkezők egyre kisebb súllyal veszik számításba kereseti hozam-várakozásaikat, és egyre nagyobb súllyal bekerülési esélyeiket, ahogy lefelé haladunk jelentkezéseik sorrendjében.

5. táblázat

A hallgatók megoszlása (%) a kereseti várakozások és bekerülési esélyek különbségének előjele szerint az 2. és 1. a 3. és 2. és a 4. és 3. helyen történt jelentkezések között (+, -)

	Különbség a kereseti várakozásokban			Különbség a bekerülési esélyekben		
	≤ 0	> 0		< 0	$0 \geq$	Együtt
(Jelentkezés 2. hely) – (Jelentkezés 1. hely)	62	38	100	33	67	100
(Jelentkezés 3. hely) – (Jelentkezés 2. hely)	59	41	100	39	61	100
(Jelentkezés 4. hely) – (Jelentkezés 3. hely)	64	36	100	3	61	100

Az érettségizők képzési terület/intézmény választásait multinomiális logit (MNL) becslésekkel vizsgáltuk. Az MNL becsléseket ugyanazokkal a magyarázó változókkal elvégeztük: (1) az egynél több jelentkezést beadó érettségizők mintáján, az első helyen megjelölt jelentkezésekre; (2) a jelentkezést beadó hallgatók mintáján az utolsó jelentkezésekre. A 6. táblázat foglalja össze az eredményeket, a táblázatban a marginális hatásokat közöljük. Az eredményeket a referencia kategóriaként megjelölt 1. képzési területhez, a „Bölcsészettudományi, nyelvi” képzésterülethez való összehasonlításban kell értelmezni.

Az eredmények azt mutatják, hogy mind a munkaerő-piaci hozam-várakozások, mind a bekerülési esélyek szignifikáns hatással vannak a képzési terület választására. A jelentkezők, akik különböző képzési területekre jelentkeznek, kereseti várakozásaikban is különböznek. Azok, akik azt várják, hogy kereseti nyereségük kisebb lesz, mint a referencia képzési területre jelentkezők (a bölcsészeti és nyelvi képzésterületet választók), nagyobb valószínűséggel adják be óvoda-pedagógusi, vagy tanítói szakokra jelentkezésüket első, és utolsó jelentkezésként is. A nagyobb kereseti nyereséget váró jelentkezők nagyobb valószínűséggel választják első helyen a műszaki, gazdálkodási, közgazdasági és természettudományi képzésterületet első helyen, és a műszaki és gazdálkodási, közgazdasági

képzésterületet utolsó helyen. Ha összehasonlítjuk az átlagos parciális hatásokat az első és utolsó helyen történő jelentkezésekre, kitűnik, hogy az utolsó helyre sorolt jelentkezések esetében a kereseti hozam-várakozás parciális hatása kisebb annak valószínűségére, hogy meghatározott képzési területet választ az érettségiző, mint az első helyre sorolt jelentkezéseknél. Például annak valószínűségére, hogy az érettségiző első helyen gazdálkodási, közgazdasági képzési területet jelöl meg a kereseti hozam-várakozás parciális hatása 23 százalék, míg, annak valószínűségére, hogy utolsó helyen erre a képzési területre jelentkezik a kereseti hozam-várakozás parciális hatása csak 6 százalék.

Az eredmények azt mutatják, hogy az utolsó helyre sorolt jelentkezés esetén - minden egyéb megfigyelt jellemző rögzítése mellett - kisebb a kereseti hozam-várakozásban mutatkozó különbség azok között az érettségizők között, akik bölcsész-tudományi, nyelvi képzésterületet választanak, vagy más képzésterületet, mint első helyre sorolt jelentkezés esetén. A bekerülési esélyt mérő változónak az első helyen megjelölt jelentkezések esetében három képzési területnek volt szignifikáns hatása (óvodapedagógus és általános iskolai tanító, tanár; egészségügyi; természettudományi képzési terület). Ezek azok a képzési területek, melyeknek az átlag alatti a hozamuk. A becsült együtthatók negatívak, ami azt jelenti, hogy azok a jelentkezők, akiknek kisebb a bekerülési esélyük, azok a kedvezőtlenebb munkaerő-piaci lehetőségeket biztosító képzési területekre jelentkezők. A parciális hatások ugyanakkor azt is mutatják, hogy az utolsó helyen megjelölt jelentkezéseknél a bekerülési esélykülönbségek kisebbek az ezekre a képzési területekre és a referencia képzési területre jelentkezők között. Ezek az eredmények megerősítik azt a feltételezésünket, hogy a jelentkezők az utolsó helyre sorolt jelentkezésüknél a bekerülési esélyüket nagyobb súllyal veszik számításba, és inkább hajlandóak olyan képzési területekre jelentkezni, melyek nem biztosítanak nagyon kedvező munkaerő-piaci lehetőségeket, de ahol bekerülési esélyük nagyobb.

6. táblázat

A szakirány/intézmény választásának meghatározói: MNL becslések

Változó	Összehasonlítás	Első helyen történő jelentkezés		Utolsó helyen történő jelentkezés	
		dy/dx	z	dy/dx	Z
Kereseti hozam-várakozás					
	Képzési terület 1				
	Képzési terület 2/1	0,000	„	-0,001*	-3,48
	Képzési terület 3/1	-0,147*	-6,09	-0,057*	-4,01
	Képzési terület 4/1	0,054*	2,83	0,060*	3,40
	Képzési terület 5/1	0,232*	5,86	0,064*	2,26
	Képzési terület 6/1	0,003	0,12	0,004	0,28
	Képzési terület 7/1	0,011	0,61	-0,022	-1,47
Várt foglalkoztatási esély-növekedés					
	Képzési terület 2/1	0,000	„	-1,80e-08	-0,34
	Képzési terület 3/1	0,001**	1,98	-0,0001	-0,05
	Képzési terület 4/1	0,002	0,61	0,0007**	2,04
	Képzési terület 5/1	0,004	0,85	-0,0007	-1,42
	Képzési terület 6/1	-0,012	-0,03	0,0001	0,36
	Képzési terület 7/1	0,003	0,40	0,0005**	1,82
Bekerülési esély					
	Képzési terület 2/1	0,000	„	-0,0001*	-3,48
	Képzési terület 3/1	-0,235*	-2,39	-0,1601**	-1,95
	Képzési terület 4/1	-0,080	-0,79	0,0531	0,47
	Képzési terület 5/1	0,349	1,81	0,1614	0,93
	Képzési terület 6/1	0,242**	2,01	0,1572**	1,96
	Képzési terület 7/1	-0,529*	-5,62	-0,2590*	-2,63
Jelentkezik költségterítéses képzésre ¹					
	Képzési terület 2/1	0,000	„	-3,20e-06	-0,97
	Képzési terület 3/1	-0,038	-1,71	-0,062*	-2,97
	Képzési terület 4/1	-0,039	-1,80	-0,031	-1,05
	Képzési terület 5/1	0,203*	4,18	0,148*	3,13
	Képzési terület 6/1	0,002	0,05	0,040	1,39
	Képzési terület 7/1	-0,057*	-3,61	-0,047*	-2,08
Nem ¹					
	Képzési terület 2/1	-3,23e-06**	-1,92	-0,0001*	-3,05
	Képzési terület 3/1	-0,070*	-3,40	-0,0651*	-3,41
	Képzési terület 4/1	0,278*	9,00	0,3029*	11,48
	Képzési terület 5/1	-0,158*	-4,36	-0,1861*	-5,82
	Képzési terület 6/1	-0,030	-1,20	-0,0110	-0,71
	Képzési terület 7/1	0,065*	3,19	0,1297*	5,92
8 osztályos gimnázium ¹					
	Képzési terület 2/1	0,000	„	-0,0001*	-2,73
	Képzési terület 3/1	0,029	0,86	0,0394	1,01
	Képzési terület 4/1	0,045	1,13	0,0192	0,41
	Képzési terület 5/1	-0,047	-0,80	-0,0155	-0,27
	Képzési terület 6/1	0,057	1,37	0,0295	0,94
	Képzési terület 7/1	-0,022	-0,94	-0,0316	-1,27
6 osztályos gimnázium ¹					
	Képzési terület 2/1	0,00	„	-0,0004*	-2,68
	Képzési terület 3/1	0,003	0,13	-0,0081	-0,31
	Képzési terület 4/1	0,032	0,74	0,1040**	1,98
	Képzési terület 5/1	0,033	0,57	-0,0591	-1,11
	Képzési terület 6/1	-0,009	-0,26	0,0157	0,59
	Képzési terület 7/1	-0,000	-0,00	0,0199	0,68

6. táblázat folytatás

Változó	Összehasonlítás	Első helyen történő jelentkezés		Utolsó helyen történő jelentkezés	
Szakközépiskola ¹					
	Képzési terület 2/1	0,000	..	6.57e-06	1.78
	Képzési terület 3/1	-0,070*	-3.84	-0.0378 **	-1.94
	Képzési terület 4/1	0,107*	3.79	0.1286*	4.33
	Képzési terület 5/1	0,215*	5.30	0.1686*	4.59
	Képzési terület 6/1	-0,126*	-4.96	-0.0568*	-3.20
	Képzési terület 7/1	-0,035*	-2.09	-0.0732*	-3.82
Esetszám		1136			
Log likelihood at convergence		-1702.3631			
Pseudo R square		0.1413			
Wald chi square		22972.71			
Prob> chi2		0.0000			

Robosztus standard hibákkal

¹ dy/dx dummy változó 0-ról 1-re változása esetén

* Szignifikáns 1 %-os szinten ** Szignifikáns 5 %-os szinten

Referencia kategória: nő; nem jelentkezik költségtérítéses képzésre; 4 osztályos gimnázium; az apa kevesebb, mint középfokú végzettségű; az anya kevesebb, mint középfokú végzettségű; 1 főre jutó családi jövedelem több mint 100000 Ft

A költségtérítéses képzésre jelentkezést jelző változó hatása szignifikáns, pozitív a gazdálkodási, közgazdasági képzési területre jelentkezések esetén, mind az első, mind az utolsó helyen történő jelentkezésnél. A gazdálkodási/közgazdasági képzési terület biztosítja a legmagasabb hozamot végzés után, ezért ez az eredmény megfelel várakozásainknak. Azok a jelentkezők, akik a költségtérítéses képzést is megjelölik 20, illetve 15 százalékkal (az első és utolsó helyen megjelöl jelentkezésnél) nagyobb valószínűséggel jelentkeznek gazdálkodási, közgazdasági képzési területre. A költségtérítéses képzésre jelentkezés növeli annak valószínűségét, hogy első helyen a jogi, államigazgatási képzésterületet jelöli meg a jelentkező, és csökkenti annak valószínűségét, hogy akár első, akár utolsó helyen, a természettudományi szakterületre adja be jelentkezését, vagy, hogy az utolsó helyen egészségügyi képzésterületre kívánjon bekerülni.

Összefoglalva, levonhatjuk azt a következtetést, hogy azok az érettségizők, akik jelentkeznek költségtérítéses képzésre, azok nagyobb valószínűséggel jelentkeznek a legnépszerűbb, legjobb munkaerő-piaci lehetőségeket kínáló képzési területekre, és kisebb valószínűséggel jelentkeznek olyan képzési területekre, melyek átlag alatti hozamot ígérnek. Szisztematikus különbségek figyelhetők meg nemek és a középiskola típusa szerint is a képzési területek választásában. A férfiak nagyobb valószínűséggel választják a műszaki, matematikai és természettudományi képzésterületeket első és utolsó helyen is, mint a nők, és nagyobb valószínűséggel választják a gazdálkodási, közgazdasági és jogi képzésterületet utolsó helyen, mint a nők. Ezzel szemben a férfiak kisebb valószínűséggel jelentkeznek pedagógusképzésre, mint a nők. A legnagyobb presztízsű középiskolai típusból, a 8 osztályos gimnáziumokból a végzetek szignifikánsan kisebb valószínűséggel jelentkeznek tanárképzésbe, mint a referenciakategóriának választott, 4 osztályos gimnáziumok végzettjei. A szakközépiskolában érettségizők nagyobb valószínűséggel választják a műszaki, gazdálkodási, közgazdasági és tanárképzési képzésterületet, mint a referencia kategória diákjai.

2.2.4. A felsőoktatásba jelentkezők jelentkezési stratégiája - következtetések

Ebben az alfejezetben azt vizsgáltuk, hogy a felsőoktatásba jelentkezők jelentkezési stratégiája hogyan befolyásolja, hogy hány jelentkezést, mely képzési terület/intézmény párosításban és milyen jelentkezési sorrendben adnak be az érettségizők. Az elemzésnek az volt a célja, hogy megvizsgáljuk azt a hipotézist, hogy azok iránt a képzési területek iránt, melyek az átlagosnál kedvezőtlenebb munkaerő-piaci sikerességet biztosítanak, a végzetek stratégiai viselkedése növeli a keresletet.

Kiinduló feltételezésünk az volt, hogy a jelentkezők felsőoktatási jelentkezésük során választásuk várható hasznosságát mérlegelik, ami két tényező függvénye: a képzési területen/intézményben megszerzett felsőfokú végzettséghez kapcsolható életkereseti többlet, és az egyén adott intézménybe, szakra történő bekerülési esélyéé. Azt is feltételeztük, hogy a jelentkezők átváltással élnek választásuk e két eleme között. Empirikus eredményeink azt mutatták, hogy a várható kereseti többlet - az első helyen történő jelentkezést vizsgálva - szignifikáns meghatározója mind annak, hogy az egyén jelentkezik-e felsőoktatásba, és annak is, hogy hány jelentkezést ad be. Ez utóbbi eredmény arra is utal, hogy azok a jelentkezők, akik az első helyen történő jelentkezésüktől jelentős kereseti nyereséget várnak, akik jobb képességűek, azoknak még számos további választásuk van, melyhez akkora kereseti nyereséget kapcsolnak, hogy a továbbtanulás várható hasznossága nagyobb, mint a nem továbbtanulási alternatíváé, és akik ezért úgy próbálják növelni bekerülési esélyüket a felsőoktatásba, hogy számos képzési területre/intézménybe beadják jelentkezésüket.

A jelentkezők jelentkezési stratégiájának következő vizsgált eleme volt, hogy hogyan választanak az állami finanszírozású és költségtérítéssel képzések között. Eredményeink azt mutatták, hogy a költségtérítéssel képzésre történő jelentkezés fő meghatározója, hogy mekkorák a bekerülési esélyek. A jelentkezők akkor adják be költségtérítéssel képzésre a jelentkezésüket, ha kicsi az esélyük arra, hogy bekerüljenek állami finanszírozású képzésbe. A családi jövedelem és a képzési terület is szignifikáns hatással van ezekre a döntésekre.

Azok a jelentkezők, akik több helyre is beadják jelentkezésüket, azok az első helyen való jelentkezésükkor nagyobb súllyal veszik számításba a kereseti hozam-várakozásaikat, mint bekerülési esélyeiket, és megfordítva, az utolsó helyen történő jelentkezéskor kisebb súllyal veszik számításba az adott képzéshez kapcsolt kereseti hozam-várakozásokat és nagyobb súllyal a bekerülési esélyüket. A jobb képességű jelentkezők esetében ez egyfajta

kockázatkerülő stratégiának tűnik: olyan helyre is beadják jelentkezésüket, mely kevésbé jó munkaerő-piaci lehetőségeket ígér, de ahol nem olyan szigorúak a felvételi kritériumok. A rosszabb képességű jelentkezők a bekerülési esély lehet meghatározó a választásokban.

Az eredmények megerősítették azt a feltételezésünket, hogy a jelentkezők szempontjából a kedvezőtlen, átlag alatti munkaerő-piaci képzésekre történő jelentkezés racionális jelentkezési stratégia része lehet. Mivel a legkeresettebb képzési területeken/intézményekben a felsőoktatási férőhelyek száma kisebb ütemben nőtt, mint a kereslet ezek iránt a képzések iránt, vagy esetenként a férőhelyek száma stagnált, vagy csökkent is, a jelentkezők ezeknek a stratégiai döntéseknek nyomán folyamatosan fenntartották, vagy esetenként növelték a keresletet a kedvezőtlen munkaerő-piaci lehetőségeket nyújtó képzések iránt.

A következő fejezet azt mutatja be, hogy a hallgatói mobilitási út első állomása lehet, hogy azok, akiket nem az általuk legjobban preferált képzésre vettek fel, később nagyobb valószínűséggel szereznek újabb felsőfokú végzettséget első végzettségüktől eltérő képzési területen.

3. FEJEZET

MIÉRT SZEREZNEK A PÁLYAKEZDŐ DIPLOMÁSOK MÁSODIK DIPLOMÁT – A KÉPZÉSI TERÜLET VÁLTOZTATÁSA

A diplomás fiatalok jelentős része a végzés után visszatér a felsőoktatásba és újabb végzettséget szerez. A felsőoktatásban végzettek újabb diplomaszerezése különböző célokat szolgálhat. A tanulmányok elmélyíthetik a fiatal diplomások korábban megszerzett ismereteit, például, ha a tanulmányok segítségével végzettségük szintjét emelik a fiatal diplomások (a BA végzettségűek MA végzettséget szereznek, az MA végzettségűek doktori képzésben vesznek részt). Célja lehet a továbbtanulásnak, hogy a tanultaktól eltérő szakképzettséget szerezzen a fiatal diplomás, ha meglévő szakképzettségével nem tud, vagy nem akar elhelyezkedni, ha a meglévő szakképzettségével elérhető munkaerő-piaci lehetőségeket nem tartja kielégítőnek, vagy ha meglévő, vagy célul tűzött munkaköre olyan ismereteket is kíván, melyhez további szakképzettségre van szükség. Az is oka lehet a továbbtanulásnak, ha valaki első diplomája megszerzésekor nem tudott abban a szakcsoportban, intézményben diplomát szerezni, melyben szeretett volna. Előfordulhat, hogy a pályakezdő diplomás röviddel a végzés után azért kezd újabb, az első végzettségétől eltérő képzési területen tanulmányokat, mert tanulmányai során új információt szerzett eredeti szakirányáról. Jobban megismerte saját képességeit, vagy ráébredt, hogy megalapozatlanok voltak korábbi várakozásai az eredeti képzési területe nyújtotta lehetőségekről, vagy előre nem látható változások történtek a munkaerő-piacon.

Borghans és Golsteyn (2005, 2006) azt vizsgálta, hogy milyen okokból tanulnak az eredetitől eltérő képzési területen a diplomások és, hogy miért vesznek részt általános képzésben, idősebb korukban. Eredményeik szerint sokan térnek vissza a felsőoktatásba, mert megkésve ébredtek rá, hogy a korábban megszerzett végzettségük képzésterülete nem felel

meg preferenciáiknak vagy, hogy hibásak voltak elképzeléseik a meglévő végzettségük értékéről, vagy a körülmények előre nem látható módon változtak. Modelljükben a korábbi választás megbánása az egyik legfőbb meghatározója annak, ha valaki a diploma megszerzése után képzési területet vált, és az elsőtől eltérő képzési területen kezd el dolgozni. Borghans és Golsteyn azt is vizsgálták, hogy a „váltási döntésben” mekkora szerepet játszik az, hogy az első diplomát olyan képzési területen szerezték, mely szélesebb körű, általános képzést nyújtott, ahonnan a megszerzett skillek, ismeretek átvihetők más területekre. Bemutatják, hogy a szélesebb körű általános képzést nyújtó szakterületen végzett fiatal diplomások inkább váltanak képzési területet. Tanulmányuk végső következtetése, hogy komoly nyereség származna abból, ha az oktatáspolitikai segítené a fiatalokat, hogy megfelelő döntést hozzanak továbbtanulásukról.

Ez az alfejezet azt vizsgálja, azt, hogy milyen tényezők játszanak szerepet abban, hogy a pályakezdők más szakcsoportban szereznek újabb felsőfokú diplomát és összehasonlításképpen, hogy mi befolyásolja, hogy a korábban megszerzett végzettségüknek megfelelő szakcsoportban folytatnak magasabb szintű tanulmányokat. Bemutatjuk, hogy azok, akik nem a legjobban preferált képzési területeken szerezték meg első diplomájukat, azok nagyobb valószínűséggel vesznek részt további felsőfokú tanulmányokban, és szereznek az első diplomájuktól eltérő képzési területen második végzettséget.

A váltás azonban esetenként erőforrás-pazarlással járhat: a képzésben töltött idő megnő, és – ha feltesszük, hogy a felsőoktatási tanulmányok során felhalmozott emberi tőke egy része diszciplína-specifikus, olyan ismereteket, kompetenciákat fejleszt, melyek nem átvihetők más képzési területekre, foglalkozásokba, akkor a felhalmozott emberi tőke egy része el fog veszni.

Ahogy korábban már áttekintettük, számos tanulmány vizsgálta a felsőfokon tanulók szakirány-választását. Ezek a tanulmányok azt találták, hogy a kereseti várakozások

meghatározó szerepet játszanak a szakválasztásban (pl. *Berger, 1988; 2003; Boudarbat, 2004*). A különböző szakirányon végzetteknek nagyon különbözik a keresetük, e különbségek egy része a hallgatók képesség szerinti szelekciójának tudható be. A hallgatók olyan szakirányt választanak, ahol komparatív előnyük van (*Paglin és Rufulo, 1990*). A szakirányválasztást vizsgáló tanulmányok egy része bemutatta, hogy egyes szakirányokhoz még akkor is nagy kereseti előnyök kapcsolhatók, ha kontrollálunk a hallgatók képesség szerinti különbségeire (*Arcidiacono, 2003*). Sokféle oka lehet annak, hogy miért választanak a felsőoktatásban tanulók olyan szakirányt, melynek kevésbé ígéretesek a munkaerő-piaci kilátásai. A hallgatóknak különböznek a képességei, különböznek preferenciák, kockázatvállalási hajlandóságuk stb.. Azok a tanulmányok, melyek azt is vizsgálták, hogy a hallgatók mennyiben veszik figyelembe a szakválasztásnál azt, hogy sikeresen el tudják-e végezni a választott szakot, azt találták, hogy az egyes szakokhoz, szakirányokhoz kapcsolható gazdasági előnyök és az adott szakhoz kapcsolt vélt kudarc között átváltás van (*Rochat és Demeulemeester, 2001; Montmarquette és szerzőtársai, 2002*). Ha a hallgató nagynak gondolja az adott szak be nem fejezésének kockázatát, akkor még akkor is másik szakot választ, ha komoly kereseti előnyöket vár az adott szak elvégzésétől. Az előző fejezetben láttuk, hogy hasonló meggondolások a felsőoktatási jelentkezéseknél is jelentkeznek, hogy a bekerülési esély és a szakirányhoz kapcsolódó munkaerő-piaci várakozások között is hasonló átváltások figyelhetők meg.

A legtöbb tanulmány azt feltételezi, hogy a hallgatók teljesen szabadon választhatják meg, hogy mely képzési területen tanulnak, hogy megfigyelt választásuk, megfigyelt képzési területük az, amit a legjobban preferáltak. A valóságban, a legtöbb országban sok képzési területen csak korlátozott számú jelentkező nyer felvételt. Egyrészt azért, mert az egyes képzési területeken a férőhelyszám, a kínálat nem tud teljesen rugalmasan alkalmazkodni a kereslethez, a képzési helyek kínálata csak késleltetve tudja követni a keresleti változásokat,

másrészt, sok országban az oktatáspolitikai megakadályozza, vagy lelassítja, hogy a felsőoktatás kínálata a kereslethez alkalmazkodjon, beavatkozik a felsőoktatási kínálat összetételébe, mint Magyarországon is, ahogy azt korábban bemutattam.

Az elemzés egy, a fiatal diplomások követéses vizsgálatának adatai alapján a fiatal diplomások továbbtanulási döntéseit vizsgálja. Egyrészt a fiatal diplomásoknak azt a döntését, hogy első diplomájuktól eltérő képzési ágban tanulnak tovább, szereznek újabb végzettséget. Másrészt, összehasonlításként azt a döntést, hogy a korábbi képzésterületükön szereznek magasabb szintű (MA, PhD végzettséget). Az elemzésünk fókuszában az áll, hogy mekkora szerepet játszik a fiatal diplomások „váltási” döntésében, tehát abban, hogy újabb képzési területen tanulnak tovább, a felsőoktatási férőhelykínálat állami szabályozása. Arra kérdésre keresünk választ, hogy azok a pályakezdő diplomások, akik első végzettségüket nem a legpreferáltabb képzési ágban szerezték, nagyobb, vagy kisebb valószínűséggel választanak-e az elsőtől eltérő képzési területet újabb tanulmányaikban, mint azok, akik a legpreferáltabb képzésterületen végeztek.

3.1. ELMÉLETI MEGFONTOLÁSOK

Heijke és Meng (2004), valamint *Borghans és Golsteyn (2005)* nyomán azt feltételezzük, hogy a felsőoktatási tanulmányok egy adott szakon részben a diszciplínához köthető specifikus ismereteket adnak, részben az általános készségeket, kompetenciákat fejlesztik. Ez utóbbiak nyújtják azokat az ismereteket, melyek a további tanulmányok alapját jelenthetik. Az általános készségek átvihetők más tudományterületekre, és ha a végzettek további felsőfokú tanulmányokat folytatnak az eredetitől eltérő szakterületen, általános készségeik hasznosíthatók a további tanulmányok során. Vagyis, a második diplomáért

tanulók számára az újabb felsőfokú végzettség megszerzésének költségei alacsonyabbak lesznek, mintha felsőfokú végzettség nélkül kezdenének tanulmányokat az új diszciplína területén. Az első végzettség során megszerzett kreditpontok, vagy tárgyak egy részét például elismerhetik a második diplomáért folytatott tanulmányok során, és így a hallgatók hamarabb megszerezhetik a végzettséget, mintha nem lenne még felsőfokú végzettségük, vagy egyszerűen kevesebb időt kell tanulással tölteniük, ha az ismeretek egy része átfedésben van a két képzési terület között, vagy az egyén tanulási képességei annyit javultak az első diplomája megszerzése során, hogy könnyebben elsajátítja az új ismereteket. Ugyanakkor azzal a döntéssel, hogy eredeti szakirányuktól különböző szakterületen szereznek újabb végzettséget, a pályakezdő diplomások elveszíthetik human tőkéjük nem transzferálható részét, speciális tudásukat.

Az elemzés során azt feltételezzük, hogy a hallgatók haszonmaximálók, és olyan tanulási utat választanak, mely maximálja a hasznosságukat. Ha egy hallgatónak nincs esélye arra, hogy amikor első diplomája megszerzéséért tanul, akkor felvegyék a legjobban preferált szakra/intézménybe a férőhelyek korlátozottsága miatt, de ugyanabban, vagy más intézményben nagyobb eséllyel tud bekerülni a legpreferáltabb képzési területre második diplomája megszerzéséért tanulva, akkor egy hosszabb tanulási pályát fog követni. Először olyan helyre (is) jelentkezik, ahol nagy a bekerülési esély, az emberi tőke transzferálható hányada nagy, vagyis az általános képzés hányada relatíve nagy, majd végzés után megpróbál újabb végzettséget szerezni az eredetileg preferált képzési területen. Habár ez a stratégia meghosszabbítja a képzési időt és azzal a következménnyel jár, hogy az egyén elveszíti a nem transzferálható, specifikus részét felhalmozott emberi tőkéjének, melyet első diplomája megszerzésével halmozott fel, a hosszabb tanulási út racionális stratégia lehet, ha a képzés teljes költsége kisebb, mint az ettől a tanulási úttól várt életkereseti nyereség.

3.2. ADATOK

Az elemzéshez a Fiatal Diplomások Életpálya Vizsgálata (FIDÉV) kutatás követéses felvételének adatait használjuk. A FIDÉV kutatás két kohorszának (1998-ban és 1999-ben végzettek) első felvételei egy évvel a végzés után gyűjtöttek adatokat a fiatal diplomások munkaerő-piaci helyzetéről, majd, a követéses adatfelvétel a 2004 februárjában megfigyelhető munkaerő-piaci helyzetükről gyűjtött adatokat, valamint az első és második megfigyelés közötti legfontosabb változásokról: oktatási, képzési részvétel, munkaerő-piaci áramlások, keresetek. Az adatfelvétel 2004 februárjában zajlott. Az 1998-ban az állami nappali tagozatos oktatásban végzettekől 1999. szeptembere és 2004. februárja közötti, az 1999-ben a nappali tagozatos felsőoktatásban végzettekől pedig a 2000. szeptembere és 2004. februárja közötti képzéstörténetükről és munkaerő-piaci történetükről kérdezték a válaszadókat.

A mindkét megfigyelést tartalmazó minta 3814 esetből áll. Az adatfelvételből ismerjük a fiatal diplomások első és második munkaerő-piaci státuszát, keresetüket, foglalkozásukat, emellett tudjuk, hogy melyik évben kerültek be először a felsőoktatásba, milyen szakra, melyik intézménybe, mikor szerezték meg első végzettségüket, szereztek-e második diplomát, vagy folytattak-e további felsőfokú tanulmányokat a követéses adatfelvételkor, ha igen, melyik intézményben, milyen szakon. A FIDÉV adatfelvételek adatait kiegészítettük a Felsőoktatási Felvételi Iroda telkes körű, egyéni adataiból számított bekerülési arányokra vonatkozó adataival. Az adatokból intézmény/szak párokra vonatkozóan finanszírozási formánként (állami finanszírozású/költségtérítéses) kiszámíthatóak voltak a bekerülési arányok.

Mintánkban a fiatal diplomások csaknem kétharmada a végzést követő első 5 évben vagy második végzettséget szerzett, vagy éppen a második végzettsége megszerzéséért tanult (7. táblázat).

7. táblázat

A fiatal diplomások megoszlása továbbtanulásuk szerint %

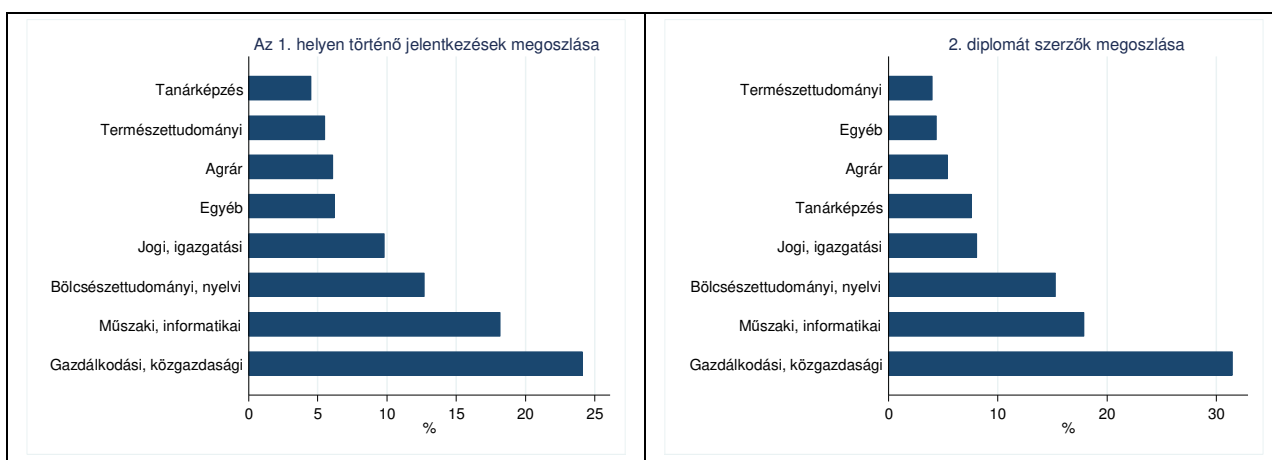
	Nincs 2. diplomája	„Váltó”	„Mélyítő”	Együtt
Együtt	42,9	34,9	22,2	100
Nők	41,2	37,8	21,0	100
Férfiak	45,3	31,0	23,7	100
1. diploma főiskolai/BA szintű	44,0	33,4	22,5	100
1. diploma egyetemi/MA szintű	41,3	37,0	21,7	100
<i>Az 1. diploma képzési területe</i>				
Agrár	32,1	50,5	17,4	100
Bölcsészettudomány, nyelvek	36,8	47,4	15,8	100
Jogi, igazgatási	51,7	24,7	23,6	100
Természettudományi	25,5	33,7	40,8	100
Műszaki, informatikai	50,2	26,8	23,0	100
Gazdálkodási, közgazdasági	43,6	19,5	36,9	100
Pedagógusképzés	48,1	41,0	10,9	100
Egyéb	32,1	59,3	8,6	100

A fiatal diplomások több mint egyharmada szerzett második diplomát első diplomájától eltérő tudományterületen (váltók), és ötödük első tudományterületükkel megegyező tudományterületen (mélyítők). A 8. ábra a második diplomát szerzettek második diplomájának képzési területek szerinti megoszlását mutatja, valamint - a Felsőoktatási Felvételi Iroda adatai alapján - a felsőoktatási első helyek szerinti jelentkezések megoszlását képzési területek szerint. Ahogy az ábrán látjuk a kétféle megoszlás nagy hasonlóságot mutat. Azokon a képzési területeken szereztek nagy arányban végzettséget a fiatal diplomások, melyekre nagy arányban jelentkeznek első helyen a felsőoktatásba jelentkezők. Végül, a 8. táblázat a képzési területet váltók megoszlását mutatja az új diploma képzésterülete szerint, és az átlagos pályakezdő kereseteket képzésterületek szerint, az átlagos pályakezdő keresetek

arányában. A képzésterületet változtatók második végzettségének képzésterületek szerinti sorrendje megegyezik a fiatal diplomások relatív keresetének sorrendjével. Vagyis, az átlagosnál magasabb kereseteket, jobb munkaerő-piaci lehetőségeket nyújtó képzésterületeken szereznek második végzettséget a fiatal diplomások.

8. ábra

A 2. diplomát szerzők megoszlása 2. diplomájuk képzésterülete szerint, és a felsőoktatásba 1. helyen történő jelentkezések megoszlása képzésterületek szerint



Forrás: A Felsőoktatási Felvételi Iroda egyéni szintű adataiból saját számítások.

8. táblázat

A második diplomát szerzők megoszlása képzésterület szerint és a pályakezdő diplomások keresete képzésterületenként az átlagos diplomás pályakezdő keresetek arányában %

Képzési terület	Új diploma képzésterülete %	A képzésterületen végzett pályakezdő diplomások átlagos keresete a pályakezdő diplomás keresetek arányában %
Gazdálkodási, közgazdasági	41,4	151,0
Műszaki, informatikai	16,2	124,5
Jogi, igazgatási	15,6	122,7
Bölcsészettudományi, nyelvi	12,5	83,5
Pedagógusképzés	4,6	62,9
Egyéb	4,7	78,5
Természettudományi	4,0	79,6
Agrár	1,1	94,9
Összes továbbtanuló, képzési területet váltó	100	100

Ezekből az egyszerű összehasonlításokból úgy tűnik, hogy a második végzettség szerzése az elsőtől eltérő képzésterületen korrekciós tanulmányi pályaként írható le. A jó munkaerő-piaci lehetőségeket, magas kereseteket nyújtó képzésterületeken, ahová sokan jelentkeznek első helyen, és ahová ennek következtében kisebbek a bekerülési esélyek, szereznek diplomát azok, akik első diplomájukat olyan képzési területeken szerezték, melyek rosszabb munkaerő-piaci lehetőségeket, de jobb bekerülési esélyeket kínálnak. Hogy valóban így jellemezhetők-e a második diplomától eltérő képzésterületen továbbtanulók döntései, azt a következő alfejezetben elemezzük.

3.3. MÓDSZEREK

Először a diplomaszerezés utáni, további felsőoktatási tanulmányok meghatározóit vizsgáljuk, azt a kérdést, hogy az első diploma típusa (szintje, képzési területe), a fiatal diplomások végzést követő munkaerő-piaci sikeressége és az, ha a fiatal diplomás első végzettségét nem a leginkább preferált képzési területen szerezte, hogyan hat a további felsőfokú tanulmányok valószínűségére? Az elemzésben a további felsőfokú tanulmányok két típusát különböztetjük meg: a „mélyítők” azok a fiatal diplomások, akik a második diplomájukat az elsővel megegyező képzési területen kívánják megszerezni; a „váltók” pedig azok, akik a második végzettségüket az elsőtől eltérő képzési területen. Bár a felhasznált adatbázis részletes információt tartalmaz arról, hogy a fiatal diplomások milyen szakon végeztek, az esetszám korlátozottsága miatt a végzettségeket nyolc, nagyobb képzési területre soroltuk be: agrár; bölcsészettudomány, és nyelvek; jogi, igazgatási; matematika és természettudományi; gazdálkodási, közgazdasági; tanárképzés; műszaki, informatikai; és egyéb.

A diplomaszerezés valószínűségének vizsgálatához multinomiális probit modelleket becsültünk három kimenettel: a második diplomáját az elsőtől eltérő képzési területen („váltók”) szerezte, a második diplomáját az elsővel azonos képzésterületen szerezte („mélyítők”); nem tanult újabb felsőfokú végzettségért. A multinomiális probit becslés megalapozottabbnak tűnt, mint a több diszkrét kimenet esetén leggyakrabban használt multinomiális logit modell, mivel ez utóbbi az irreleváns alternatívák függetlenségét tételezi fel, vagyis azt, hogy a modellből számított esélyhányadosok (*odds ratio*) ugyanakkorák maradnak, függetlenül a lehetséges kimenetek számától, vagyis, hogy két kimenet közötti választást nem befolyásolja egy harmadik lehetséges kimenet megléte. Ez a feltételezés megalapozatlan, ha a lehetséges választások közeli helyettesítői egymásnak. A multinomiális

probit modell nem az irreleváns alternatívák függetlenségének feltételezésén alapul, megengedi az iskolázási döntések meg nem figyelt meghatározói közti korrelációt.

A modell a következőképpen írható fel:

$$Y_i=j, \text{ ha } U_{ij}=\max (U_{ij}, U_{ik}) \text{ minden } k \neq j \text{ esetre} \quad (3.1.)$$

Ahol, $U_{ij} = \beta_j' X_i + \varepsilon_{ij}$ a j választáshoz kapcsolt véletlen hasznosság, $j=0,1,2$ a három tanulási út, az i index az egyéneket jelöli, X_i pedig az egyének megfigyelt jellemzőit. A multinomiális probit modell azt feltételezi, hogy ε_j normális eloszlású és korrelálhat az egyes alternatívák között.

A modellben a következő magyarázó változókat használtuk. (1) Egy proxy változót, mely azt írta le, hogy a fiatal diplomás első diplomáját a legpreferáltabb intézményben/képzési területen szerezte-e; (2) az első diploma típusát leíró változókat; (3) a pályakezdő diplomás kezdeti munkaerő-piaci sikerességét leíró változókat; (4) a diplomás nemét, lakóhelyének településtípusát leíró változókat; (5) az első diploma megszerzésének évét jelző változót.

Arra vonatkozóan nem álltak rendelkezésre adatok, hogy a fiatal diplomás hová jelentkezett első helyen, amikor első felsőfokú tanulmányaiért jelentkezett, nem tudjuk, hogy mi volt a legpreferáltabb választása, és azt sem, hogy az első helyen megjelölt intézmény-szakpárra nyert-e felvételt. Csak azt tudjuk megfigyelni, hogy milyen szakon, és mely intézményben szerezte első diplomáját. Ezért egy proxy változót használtunk annak jellemzésére, hogy a fiatal diplomás a legpreferáltabb szakon szerezte-e meg első diplomáját, vagy sem. A proxy változó a fiatal diplomás első felsőfokú tanulmányai megkezdésekor

abban az intézményben, és szakon, ahol a fiatal diplomás első végzettségét megszerezte, a jelentkezők felvettekhez viszonyított aránya volt. A változó kialakításakor nem szakterületi átlagokat, hanem a részletes intézmény/szakok szerinti felvettek/jelentkezők arányát használtuk. A felvételi arányokat a Felsőoktatási Felvételi Iroda teljes körű, egyéni adatbázisából (FELVI) nyertük. Minél kisebb a bekerültek jelentkezőkhöz viszonyított aránya egy intézmény-szak páron, annál szelektívebb szakon/intézményben szerezte első diplomáját a pályakezdő, ezért nagyon valószínű, hogy csak akkor tudott bekerülni az adott intézmény-szak párra, ahol az első diplomáját szerezte, ha jelentkezéskor preferencia listája elejére sorolta az adott intézmény/szak kombinációt. Ez azt jelenti, hogy a megfigyelt intézmény/szak kombináció és a legpreferáltabb intézmény/szak kombináció közel áll egymáshoz. Ezzel ellentétben, minél nagyobb a felvettek jelentkezőkhez viszonyított aránya, minél nagyobb az átlagos bekerülési esély, annál kevésbé szelektív az adott intézmény/szak kombináció. Ezért azok a fiatal diplomások is be tudtak kerülni ezekbe az intézmény/szak kombinációkba, akik annak idején preferencia sorrendjükben hátrébb sorolták ezeket a jelentkezésüket. Vagyis, azok a fiatal diplomások, akiknek nem sikerült bejutniuk a legpreferáltabb intézmény/szak kombinációjukba valószínűleg azokon a szakokon szereztek a diplomájukat, ahol a felvettek jelentkezőkhez viszonyított aránya nagyobb, vagyis megfigyelt és legpreferáltabb intézmény/szak kombinációjuk messzebb van egymástól.

Az előző fejezetben, melyben azt vizsgáltuk, hogy milyen jelentkezési stratégiát követnek a felsőoktatásba jelentkezők, bemutattuk, hogy ahogy lefelé haladunk a felsőoktatásba jelentkezők jelentkezéseinek preferencia listáján, a jelentkezők bekerülési esélyeiket nagyobb súllyal veszik számításba, és egyre inkább olyan képzésterületekre is jelentkeznek, ahol a munkaerő-piaci kilátások kedvezőtlenek, de a bekerülési esély nagyobb.

Az egyes szakok/intézmények felvételi arányai más hatásokat is magukba foglalnak, például a felvettek képességeinek hatását, de mivel ennek az elemzésnek az a célja, hogy azt

vizsgálja, hogy milyen hatása van a felsőoktatási férőhelyek korlátozottságának a legpreferáltabb képzési területeken arra, hogy a fiatal diplomás más képzési területet vált, más képzési területen szerez második diplomát, ezért ez a vizsgált kérdés szempontjából nem torzítja eredményeinket.

A modellbe a következő magyarázó változókat vontuk be. Az első diplomát leíró változókat: az első diploma képzésének szintjét; az első diploma képzési területét jelző kétértékű változókat, azért, hogy megvizsgálhassuk, hogy az, hogy egy képzési terület az átlagosnál kisebb munkaerő-piaci hozamot ígér, az növeli-e a „váltás” valószínűségét? Ez a változó mérheti a megszerzett készségek, ismeretek transzferálhatóságában képzésterületek mutatkozó különbséget is, ahogy *Borghans és Golsteyn (2005, 2006)* tanulmánya bemutatta. A becsléseket kétféle specifikációval végeztük el. Az elsőbe nem vontuk be az első diploma képzésterületét magyarázó változóként, a második specifikációba igen.

Három változóval jellemeztük a pályakezdő diplomások végzés utáni munkaerő-piaci sikerességét: az első megfigyeléskori, egy évvel a végzést követő keresetükkel (logaritmus); hogy a fiatal diplomás foglalkoztatott volt-e az első megfigyeléskor; és, hogy a fiatal diplomás első állása szorosan kapcsolódott-e végzettségéhez, saját megítélése szerint. Ezt a változót az illeszkedési probléma vizsgálatára használjuk, tehát annak megítélésére, hogy pályakezdő diplomás azért folytatott-e első diplomájától eltérő képzésterületen tanulmányokat, mert nem talált első végzettségek képzésterületének megfelelő állást, vagy nem akart az első képzésterületének megfelelő állásban elhelyezkedni. A modellekben használt leíró statisztikákat az *F2. Függelék F5. táblázatban* foglaljuk össze.

Az elemzés második részében azt vizsgáljuk, hogy milyen hatása van a második diploma megszerzésének a pályakezdő diplomások munkaerő-piaci sikerességére. Azt a kérdést elemezzük, hogy hogyan változott a második diplomát szerzett fiatal diplomások

munkaerő-piaci sikeressége, ahhoz képest, ahogy munkaerő-piaci sikerességük alakult volna a második diploma megszerzése nélkül.

A második diploma hatását a munkaerő-piaci sikerességre becsült részvételi valószínűség szerinti párosítási modellek segítségével elemeztük, a kezelés átlagos hatásával a kezeltre (*propensity score matching-average treatment on the treated*, ATT).

A becsült részvételi valószínűség szerinti párosítási módszert, a kezelés átlagos hatása a kezeltre (ATT) módszert *Rosenbaum és Rubin (1983)* dolgozta ki. (A módszer részletes összefoglalását magyar nyelven lásd *Kézdi 2004; Major és szerzőtársai, 2013; Neulinger, 2012*).

Azok a fiatal diplomások, akik szereztek újabb diplomát, és azok, akik nem, szisztematikusan különbözhetnek megfigyelt és meg nem figyelt jellemzőikben. A becsült részvételi valószínűség szerinti párosítási módszer a megfigyelhető jellemzők szelekciójára épül. Mivel nem áll rendelkezésünkre olyan adat, mely instrumentális változóként szolgálhatna, olyan változó, mely meghatározza a további felsőfokú tanulmányok választásának valószínűségét, de nem befolyásolja a pályakezdő diplomások korai munkaerő-piaci sikerességét, a meg nem figyelt jellemzők szerinti szelekciós problémát ebben az elemzésben nem tudjuk kezelni.

Az elemzéshez a mintából két almintát képeztem. Az elsőbe azok kerültek, akik második diplomát szereztek az elsőtől eltérő képzésterületen („*váltók*”), és azok a fiatal diplomások, akik nem szereztek második végzettséget. A második almintába azok a pályakezdő diplomások kerültek, akik eredeti képzési területükkel megegyező képzésterületen szereztek második diplomát („*mélyítő*”), és azok, akik nem szereztek második diplomát. Vagyis, az elemzést a „*váltó*” és „*mélyítő*” fiatal diplomásokra külön-külön végeztük el, mind

a „váltókat”, mind a „mélyítőket azokkal hasonlítottuk össze, akik nem szereztek második diplomát.

A becsült részvételi esélypontszám szerinti párosítás modellek első lépése a részvételi valószínűség becslése (*Becker and Ichino, 2003*). A részvételi esélypontszám annak a feltételes valószínűsége, hogy valaki adott – kezelés előtti – jellemzőkkel kezelésben részesül (esetünkben második diplomát szerez). Ezután minden második diplomát szerzetthez hozzárendeltünk kontrollként egy (vagy több) olyan egyént, aki nem szerzett második diplomát, de hasonló volt az esélye a második diploma megszerzésére. Az így kiválasztott kontroll-egyének alkotják a kontrollcsoportot. A program- és a kontrollcsoport eredményváltozójának átlaga közötti különbség pedig megadja a kezelés (a második diploma) becsült hatását.

A részvételi esélypontszám becslését probit modellekkel végeztük, melyben ugyanazok a magyarázó változók szerepeltek, mint a multinomiális probit modellben (a „váltók” és a „mélyítők” esetében is). Ezután megvizsgáltuk, hogy az egyforma jellemzőjű megfigyelésekre a kezelt és a kontroll csoportokban egyforma-e a tulajdonságok szerint a résztvevők megoszlása. A mintát a részvételi esélypontszám szerint k egyenlő távolságú részre osztottuk, és minden intervallumban megvizsgáltuk, hogy a kezelt és kontroll csoportra az átlagos részvételi esélypontszám különbözik-e. Ha a teszt talált olyan intervallumot, ahol igen, akkor az intervallumot két részre osztottuk és újból teszteltük. Ezt az eljárást addig folytattuk, amíg az átlagos részvételi esélypontszám meg nem egyezett valamennyi intervallumban. Minden intervallumban, az összes változóra teszteltük, hogy különbözik-e a kezelt és kontrollcsoportban a változók átlaga.

Kétféle módszert használtunk a második diplomát szerzők és nem-szerzők összepárosításához. (1) az úgynevezett Kernel párosítást (ATTK), és a (2) rétegzett párosítást (*stratification matching, ATTS*). A Kernel párosítás minden egyes résztvevőt az összes

kontroll súlyozott átlagával párosítja össze, ahol a súlyok fordítottan arányosak a kezelték és a kontrollok becsült részvételi esélypontszáma közötti távolsággal. A rétegzett párosításkor a részvételi esélypontszám varianciájának mintaterjedelmét olyan intervallumokra bontottuk, hogy minden intervallumban a kezeltéknek és kontrolloknak átlagosan egyforma legyen a becsült részvételi esélypontszámuk, majd minden intervallumban kiszámoltuk a kezelték és kontrollok eredményváltozójának különbségét. A kezelés átlagos hatását végül úgy kaptuk az intervallumokban számított különbségek súlyozott átlagát vettük, ahol a súlyokat a kezelték intervallumok közötti megoszlásából nyertük. Összehasonlítás céljából a kezelés átlagos hatását OLS regresszióval is megbecsültük¹⁰.

Két változóval jellemeztük a munkaerő-piaci sikerességet: (1) a második megfigyeléskori keresettel, (2) és a második és első megfigyeléskori kereset különbségével.

3.4. A TOVÁBBI FELSŐFOKÚ TANULMÁNYOK MEGHATÁROZÓI

Az első diploma utáni továbbtanulás meghatározóit vizsgáló modellünk, a multinomiális probit becslés eredményét (a marginális hatásokat) a 9. táblázat foglalja össze. Az elemzés egyik fő célja az volt, hogy megvizsgáljuk, mekkora szerepet játszik a második diploma szerzésének valószínűségében, ha valaki, - valószínűsíthetően - nem a preferált képzési területen szerezte első diplomáját, és megbecsüljük, hogy milyen hatása van az első diplomával megegyező, és attól eltérő képzési területen szerzett második diplomának a fiatal diplomások kezdeti munkaerő-piaci sikerességére.

¹⁰ $\log y_i = \alpha + \beta D_i + \gamma p_i + u_i$, ahol y_i az eredményváltozót jelzi, p_i a becsült részvételi esélypontszám, D_i egy kétértékű változó, mely azt jelzi, hogy az egyén szerzett-e második diplomát („váltott” az elemzés első részében, „mélyített” az elemzés második részében).

A becsült β együtthatót a kezelés átlagos hatásaként értelmezhetjük: $\beta = E[\log y \mid p_i D=1] - E[\log y \mid p_i D=0]$

9. táblázat

Az elsőtől eltérő és az elsővel azonos képzésterületen az újabb diploma megszerzésének meghatározói

Multinomiális probit modell, marginális hatások

	Alapmodell		Kiterjesztett modell	
<i>Referencia kategória: nem szerzett 2. diplomát</i>	Kimenet=1 „Vált” dy/dx	Kimenet=2 „Mélyít” dy/dx	Kimenet=1 „Vált” dy/dx	Kimenet=2 „Mélyít” dy/dx
Férfi	-0,1100* (0,0195)	0,0655* (0,0165)	-0,1121* (0,0207)	0,0645* (0,0174)
<i>Kezdeti munkaerő-piaci sikeresség</i>				
Kereset az 1. megfigyeléskor (log)	-0,0985* (0,0192)	0,0138 (0,0163)	-0,0328 (0,0209)	-0,0425** (0,018)
Az 1. megfigyeléskor foglalkoztatott	-0,1433 (0,0894)	0,0746 (0,0607)	-0,1209 (0,0908)	0,0692 (0,0637)
Az 1. megfigyeléskori foglalkozása szorosan kötődik az 1. végzettségéhez	-0,04677 (0,0201)	0,04545 (0,0168)	0,0301 (0,0207)	0,0341 (0,0179)
<i>1. végzettség típusa</i>				
Főiskolai/BA	-0,0602* (0,0197)	0,0836* (0,0169)	-0,0441** (0,0210)	0,0758* (0,0180)
Felvételi arány az 1. diploma intézmény/szakra az 1. diploma felvétele évében	0,6581* (0,1934)	-1,0324* (0,1754)	1,1599* (0,2967)	-0,2091 (0,2733)
Lakóhely Budapest	-0,0261 (0,0253)	0,0121 (0,0226)	0,0243 (0,0274)	0,0007
1998-ban végzett	0,0353 (0,0193)	0,0325036 (0,0171)	0,0702** (0,0203)	0,0192 (0,0175)
<i>Az 1. diploma képzési területe</i>				
Agrár	-	-	0,2750* (0,0330)	-0,0347 (0,0260)
Bölcsészettudomány, nyelvek	-	-	0,2554* (0,0487)	0,0283 (0,0416)
Jogi, igazgatási	-	-	-0,0800 (0,0517)	0,0848 (0,0563)
Természettudományi	-	-	0,1582** (0,0687)	0,1987** (0,0674)
Gazdálkodási, közgazdasági	-	-	-0,0456 (0,0343)	0,2004* (0,0369)
Pedagógusképzés	-	-	0,1421** (0,0583)	-0,0961** (0,0377)
Egyéb	-	-	0,5658* (0,0415)	-0,1524* (0,0287)

Standard hibák zárójelben

* Szignifikáns 1 %-os szinten

** Szignifikáns 5 %-os szinten

Referencia kategória: nő; az 1. megfigyeléskor nem foglalkoztatott; az 1. megfigyeléskori foglalkozása nem kötődik az 1. diplomájához; diplomája egyetemi szintű; 1. diplomája képzési területe műszaki, informatikai; nem Budapesten lakik; 1. diplomáját 1999.ben szerezte.

A becslési eredmények mindkét specifikációban azt mutatják, hogy az első diploma intézmény/szak párosításán a bekerülési esély, a felvettek jelentkezettekhez viszonyított aránya meghatározó szerepet játszik annak valószínűségében, hogy a fiatal diplomás az első diplomájától eltérő képzési területen második diplomát szerez. A becsült marginális hatás mindkét specifikációban pozitív és szignifikáns. Minél nagyobb a bekerültek jelentkezettekhez viszonyított aránya, annál nagyobb a valószínűsége, hogy a pályakezdő diplomás más képzési területre fog váltani és diplomát szerez. Mindkét specifikációban ennek a változónak a legnagyobb a marginális hatása a „váltási” döntésre. Úgy tűnik, hogy azok a fiatal diplomások, akiknek, annak idején nem sikerült bekerülniük a legpreferáltabb szakra, és végül egy kevésbé preferált szakra nyertek felvételt, vagy akik olyan intézmény/szakpárt választottak, ahová nagy a bekerülési esély, de viszonylag rosszabb munkaerő-piaci kilátásokat ígér, azok nagyobb valószínűséggel tanulnak tovább olyan képzésterületen, melyeknek jók a munkaerő-piaci kilátásai, mely képzési terület eredeti preferenciasorrendjükben valószínűleg elől szerepelt. A bekerülési esélyt mérő változónak a „mélyítési döntés” valószínűségére, tehát arra, hogy valaki eredeti képzési területén folytat további felsőfokú tanulmányokat, és szerez diplomát, negatív, szignifikáns hatása van az alapmodellben (melyben nem szerepelt a magyarázó változók között az első diploma képzésterülete), de a kiterjesztett modellben nem találtunk szignifikáns hatást.

Az eredmények azt mutatják, hogy az, hogy a pályakezdő foglalkoztatott volt-e az első megfigyeléskor, egy évvel a végzés után, az nem gyakorol szignifikáns hatást annak valószínűségére, hogy a fiatal diplomás az elsőtől eltérő képzési ágban tanul, vagy szerzett diplomát. Ugyancsak nem hatott a „váltási” döntésre, hogy a pályakezdő első állása – saját megítélése szerint – szorosan kapcsolatban volt-e első végzettségével? Az első megfigyeléskori keresetnek negatív, szignifikáns hatását találtuk a „váltás” valószínűségére az alapmodellben, de a bővített modellben, melyben szerepeltek az első diploma képzési területét

leíró kétértékű változók is, a hatás nem volt szignifikáns. Úgy tűnik, hogy a képzési területhez köthető kereseti lehetőségek játszanak szerepet abban, hogy a pályakezdő az elsőtől eltérő képzésterületen szerez végzettséget. Azok a pályakezdők, akik első diplomájukat olyan képzésterületen szerezték, melyek átlag alatti kereseti hozamot nyújtanak, azok nagyobb valószínűséggel váltanak, akkor is, ha kontrollálunk az első megfigyeléskori keresetekre és foglalkoztatotti státuszra. A tanárképzésben, bölcsészettudományi, nyelvi, agrár-, és természettudományi képzésterületen első diplomát szerzettek nagyobb valószínűséggel tanulnak, szereznek diplomát másik képzési területen, mint a referencia képzési területen végezettek. Ezek az eredmények azt is tükrözhetik, hogy a felsorolt képzésterületeken szerzett ismeretek jobban transzferálhatók, mint a referencia képzésterületen szerzettek, és lehet, hogy a skillek transzferálhatósága is szerepet játszott abban, hogy a fiatal diplomások első diplomájukat az adott képzési területen szerezték meg.

A „mélyítési” döntés valószínűségét, tehát azt, hogy a pályakezdő eredeti képzési területén folytat felsőfokú tanulmányokat, nem befolyásolta a kezdeti munkaerő-piaci sikeresség, az első megfigyeléskori kereset az alapmodellben. Ha kontrolláltunk az első diploma képzési területére, akkor az első megfigyeléskori kereset hatása szignifikánsnak bizonyult.

Ha valaki első felsőfokú végzettségét a gazdálkodási, közgazdasági képzési területen szerezte (mely átlagosan a legmagasabb kezdő fizetéseket biztosította), akkor nagyobb valószínűséggel szerzett újabb felsőfokú végzettséget ugyanezen a szakterületen. Ezzel ellentétben, ha valaki a pedagógusképzésben szerezte első diplomáját, akkor kisebb eséllyel szerzett második diplomát ugyanezen a szakterületen. A férfiak kisebb valószínűséggel váltanak képzési területet, mint a nők, és nagyobb valószínűséggel szereznek második diplomát első végzettségükkel megegyező szakterületen. A főiskolai végzettségű fiatal

diplomások kisebb valószínűséggel váltanak, és nagyobb valószínűséggel folytatnak további tanulmányokat eredeti képzési területükön, mint az egyetemi végzettségűek.

Ezek az eredmények, az, hogy a korai munkaerő-piaci sikerességnek nincs szignifikáns hatása arra, hogy a pályakezdő képzési területétől eltérő képzésterületen szerezz-e második diplomát, ha kontrollálunk az első diploma képzési területére, alátámasztani látszanak azt a feltételezésünket, hogy a második diploma megszerzése ezeknek a fiataloknak a tanulási stratégiájának része. Először végzettséget szereznek egy olyan intézmény/szakpáron, ahová könnyű bejutni, majd egy második diplomát is szereznek egy olyan képzési területen, mely közelebb áll preferenciáikhoz. Ha a váltás oka a téves munkaerő-piaci várakozások, vagy a megbánás lett volna, akkor a korai munkaerő-piaci sikeresség hatással lett volna a váltás valószínűségére.

3.5. A TOVÁBBI FELSŐFOKÚ VÉGZETTSÉG HATÁSA A MUNKAERŐ-PIACI SIKERESSÉGRE

Az elemzés második részében azt vizsgáljuk, hogy milyen munkaerő-piaci hatása van a második diploma megszerzésének. A részvételi esélypontszám becslésére vonatkozó eredményeket a váltókra és a mélyítőkra a *Függelék F6.* táblázatában közöljük. Mivel ezek az eredmények nagyon közel állnak a multinomiális probit becslések eredményéhez, nem tárgyalom részletesen őket.

A *10. táblázatban* mutatjuk be a kezelés átlagos hatását a kezeltekre: az OLS eredményeket, valamint a Kernel párosítás és a rétegzett párosítás alkalmazásával kapott eredményeket a váltókra és a mélyítőkra.

10. táblázat

A 2. diploma hatása a „váltók” és a „mélyítők” munkaerő-piaci sikerességére**A kezelés átlagos hatása a kezeltre***(Average treatment effect on the treated)*

VÁLTÓK					
	ATT	t	Szórás	Kezeltek száma	
Kereset (log) a 2. megfigyeléskor					
OLS	-0,041	-1,79	0,023	N=1473	
ATTS Rétegzett párosítás	-0,037	-1,787	0,021 ²	836	1648
ATTK Kernel párosítás	-0,037	-1,797	0,023 ²	836	1145
A 2. és 1. megfigyeléskori kereset különbsége (log)					
OLS	- 0,011	-0,27	0,040	N=1487	
ATTS Rétegzett párosítás	-0,011	-0,327	0,034 ²	836	1648
ATTK Kernel párosítás	-0,008	-0,244	0,035 ²	836	1145
„MÉLYÍTŐK”					
Kereset (log) a 2. megfigyeléskor					
OLS	0,035	1,171	0,035	N=1341	
ATTS Rétegzett párosítás	0,046	1,752	0,027 ²	508	1958
ATTK Kernel párosítás	0,048	1,649	0,029 ²	508	1132
A 2. és 1. megfigyeléskori kereset különbsége (log)					
OLS	0,129	2,71	0,047	N=1277	
ATTS Rétegzett párosítás	0,171	4,054	0,042 ²	508	1958
ATTK Kernel párosítás	0,164	3,450	0,048 ²	508	1132

¹ Analitikus standard hibák² Bootstrapped standard hibák

Az eredmények azt mutatják, hogy rövidtávon azok a pályakezdők, akik eredeti szakterületükről eltérő szakterületen szereztek újabb diplomát, a „váltók”, nem jutnak kereseti hozamhoz újabb diplomájuknak köszönhetően. Azok a fiatal diplomások viszont, akik ugyanabban a képzési ágban tanultak tovább, mint eredetileg, azok mind a keresetek szintjét,

mind növekedési ütemét tekintve nyereségre tettek szert. Mindhárom párosítási módszer (az OLS, a rétegzett párosítás és a Kernel-párosítás) eredményeiből azt látjuk, hogy a váltók második megfigyeléskori keresete kisebb volt, mint akkor lett volna, ha nem szereztek volna második diplomát. Keresetük 4 százalékponttal kisebb a kontrollok kereseténél. Ugyancsak mindhárom párosítási módszer eredményei azt mutatják, hogy a „váltás” nincs szignifikáns hatással a keresetek első és második megfigyelés közötti növekedésére, az új képzésterületen megszerzett második diploma rövidtávon nem hat a fiatal diplomások keresetének növekedésére. Ezek az eredmények megerősítik azt a feltételezést, hogy azok a fiatal diplomások, akik eredeti képzési területüktől eltérő szakterületen folytatnak tanulmányokat, elveszítik speciális emberi tőkéjük egy részét és ez magyarázhatja, hogy második megfigyeléskori keresetük kisebb, mint további felsőfokú tanulmányok nélkül lett volna.

A „mélyítők” munkaerő-piaci helyzete is a várakozásoknak megfelelően változott az új diploma megszerzésének hatására. Azok a fiatal diplomások, akik eredeti szakterületükkel megegyező szakterületen szereztek második diplomájukat, nem veszítik el emberi tőkéjük szak-specifikus részét, ezért azt vártuk, hogy keresetük nőni fog a második diploma megszerzésének köszönhetően. Az OLS becslések mutatták a legkisebb hatást. A becslési eredmények szerint a „mélyítők” a második megfigyeléskor 3,5 százalékponttal keresnek többet, mint keresetek volna, ha nem szereznek újabb felsőfokú végzettséget az eredetivel megegyező képzési területen. A rétegzett párosítás eredményei valamivel nagyobb hatást mutatnak, 4,6 százalékpontot, a Kernel párosítás eredménye szerint pedig a hatás 4,8 százalékpont volt. Mindhárom módszerrel azt találtuk, hogy az elsővel azonos szakterületen szerzett második diploma pozitív, szignifikáns hatással van az első és második megfigyelés közötti keresetek növekedésére. Az OLS becslés szerint a „mélyítők” kereste 12,9 százalékponttal jobban növekedett, mint a hasonló megfigyelt jellemzőkkel bíró, de második

diplomát nem szerző pályakezdő diplomásoké. A hatás a rétegzett párosítási és Kernel párosítási becslési események szerint még nagyobb volt, 17, illetve 16 százalékpont.

Ebben a fejezetben azt mutattam be, hogy a felsőoktatási férőhelyek tudományterületek szerinti kínálatának rugalmatlansága, vagy az, ha állami beavatkozás akadályozza meg, hogy a felsőoktatásba jelentkezők a preferált képzési területükön szerezzenek első végzettséget, ahhoz vezethet, hogy a végzettek nagyobb valószínűséggel szereznek újabb diplomát. Azt feltételeztük, hogy a fiatalok olyan tanulási utat választanak, melyek, az adott intézményi keretek között, maximálja tanulmányaik hasznosságát. Ha nem tudnak bekerülni a leginkább preferált intézménybe/képzési területre, mivel ott korlátozottak a férőhelyek, akkor olyan tanulási utat választhatnak, melynek során először végzettséget szereznek egy olyan intézményben/képzési területen, ahová azért jelentkeztek, hogy növeljék bekerülési esélyeiket a felsőoktatásba, ahol viszonylag nagy a megszerzett humán tőkéjük transzferálható hányada. Végzés után pedig további felsőfokú tanulmányokat folytatnak, de képzésterületet váltanak, és diplomát szereznek a preferáltabb képzési területen.

A váltás meghatározóira vonatkozó eredményeink megerősítették ezt a feltételezést. Azok a fiatal diplomások, akik első diplomájukat nem a leginkább preferált képzési területen szereztek, azok nagyobb valószínűséggel szereztek második diplomát az eredeti képzésterületüktől eltérő képzési területen. A kezdeti munkaerő-piaci sikermutatók, a fiatal diplomás keresete, foglalkoztatási valószínűsége nem gyakorolt szignifikáns hatást a váltásra, ahogy az sem, hogy a fiatal diplomás első állása szorosan kapcsolódott-e eredeti diplomájának szakterületéhez. Ez arra utal, hogy nem a megbánás, a megghiúsult várakozások, vagy illeszkedési problémák késztették arra a fiatal diplomásokat, hogy eredeti képzési területüktől eltérő képzési területen szerezzenek további felsőfokú végzettséget, hanem a további tanulmányok egy előre eltervezett tanulási stratégiának képezhetik részét. Végző soron e tanulási stratégia oka, hogy eredeti tanulmányaik választásakor preferált képzési területükön

korlátozások voltak. A váltás rövidtávon azzal a következménnyel járhat, hogy a végzettek elveszítik felhalmozott, speciális emberi tőkéjük egy részét, és rövidtávon kisebb kereseteket tudnak elérni, mint második végzettség nélkül elértek volna, és tanulmányi költségeik is növekednek a tanulmányi idő meghosszabbodása következtében. Ugyanakkor hosszabb távon ezek a döntések megkönnyíthetik, hogy jobban alkalmazkodni tudjanak a változó munkaerő-piaci igényekhez.

3.6. HALLGATÓI MOBILITÁS ÉS FOGLALKOZÁSI MOBILITÁS

Magyarországon nemzetközi összehasonlításban kismértékű foglalkozási mobilitást és jelentősebb hallgatói mobilitást figyelhattunk meg. Azt is bemutattuk, hogy a hallgatói mobilitás mértéke összefügg a felsőoktatási szabályozás rendszerével. Egyrészt azzal, hogy a központi létszámkorlátozások azzal a következménnyel járnak, hogy a felsőoktatásba jelentkezők - stratégiai viselkedésük nyomán - olyan képzésterületekre kerülnek be, melyek nem álltak preferencia sorrendjük elején, ezért később további tanulmányokat is folytatnak. Vagyis, részben a szabályozás következtében nő a hallgatói mobilitás.

Galasi (2004d és 2004e) a képzési szak specializációja mértékének hatását vizsgálta a fiatal diplomások tanulási és képzési valószínűségére, az ebben a disszertációban is használt adatbázis (a FIDÉV adatfelvétel követéses adatfelvétele) felhasználásával. *Galasi van Smoorenburg és van der Velden (2000)* nyomán egy úgynevezett foglalkozási koncentrációs indexet¹¹ alakított ki, a 3 jegyű FEOR-kódok felhasználásával, és – más változók mellett -

¹¹ Adott képzési irány (i) (szakcsoport) foglalkozási (o) koncentrációja a következő

$\kappa_i^o = (1 - \sum_o p_{io}^2) \frac{N_o}{N_o - 1}$, ahol p_{io} az i szakcsoportból az o foglalkozási csoportban dolgozók hányada, N_o pedig a foglalkozások száma, $0 \leq \kappa_i^o \leq 1$. Ha az index értéke 0, akkor az adott képzési irány egyetlen foglalkozási csoportban sűrűsödik, ha 1, akkor egyenletesen oszlik meg a foglalkozások között. Részletesen lásd *Galasi (2004d és 2004e)*!

annak hatását mérte, egyrészt a diplomát követő tanulmányok, másrészt a munka közbeni képzés valószínűségére. Az index azt méri, hogy a felsőfokú tanulmányok révén megszerzett szakképzettség mennyire szűk, illetve széles szakosodást jelent, azt, hogy a diplomával hány foglalkozásban lehet elhelyezkedni. *Galasi (2004d)* eredményei azt mutatták, hogy a széles szakosodású, több foglalkozásban elhelyezkedni képes diplomások nagyobb valószínűséggel tanultak tovább. Azok az egyének, akiknek szakképzettsége „szűkebb”, azaz viszonylag kevés foglalkozásra pályázhatnak értékelhető eséllyel, inkább foglalkoztatottá vagy inaktívvá váltak. Ezek az eredmények is megerősíteni látszanak azt a feltételezést, hogy a hallgatói mobilitási döntések egy része előre tervezett is lehet, része lehet egy olyan tanulási stratégiának, melyben először olyan diplomát szereznek a hallgatók, mely több általános és kevesebb szak specifikus ismeretet nyújt, és második végzettségként szereznek – egy esetleg korábban jobban preferált – több speciális szakismeretet nyújtó végzettséget. Ez a stratégia növelheti a végzettek foglalkoztatási esélyeit, de egyben képzési költségeiket is. *Galasi (2003e)* számításai szerint a specializáltabb szakképzettséggel rendelkezők nagyobb valószínűséggel kerültek munkahelyi képzésbe, és képzésük ideje is hosszabb. Ezt úgy értelmezi, hogy viszonylag nehezebb a specializáltabb szakképzettségnek megfelelő munkahelyet megtalálni, a munkahely és a szakképzettség illeszkedése ezért rosszabb lesz a szűkebb szakosodású fiatal diplomásoknál, és emiatt képezik nagyobb eséllyel tovább őket, és lesz hosszabb a képzési idejük.

Néhány nemzetközi összehasonlító munka, mely a tanulásból a munkába történő átmenetet vizsgálta azt elemezte, hogy milyen kapcsolat van a felsőoktatási intézményrendszere és a hallgatói, valamint a munkaerő-piaci életpálya elején megfigyelhető foglalkozási mobilitás mértének különbségei között. *Lindberg (2009)* az u.n. REFLEX¹²

¹² A REFLEX adatfelvétel („The Flexible Professional in the Knowledge Society, New Demands on Higher Education in Europe”) 15 európai országban gyűjtött adatokat 2005-ben és 2006-ban a 2000-ben végzett diplomások munkaerő-piaci helyzetéről, munkaerő-piaci életpályájáról a munkaerő-piacra lépésüket követő első

adattábasra támaszkodva felsőoktatási és munkaerő-piaci intézményrendszerüket tekintve három különböző csoportba sorolható, négy országot (Egyesült Királyság, Finnország, Németország és Olaszország) hasonlított össze abban a tekintetben, hogy mekkora mértékű a hallgatói mobilitás és a karrier elején megfigyelhető foglalkozási mobilitás. Lindberg sem a hallgatók földrajzi mobilitását vizsgálta, hanem – hasonlóan ahhoz, ahogy ez a disszertáció is definiálta a hallgatói mobilitást - az egyik tanulmányi programból a másikba történő váltást, a több programban történő egyidejű tanulmányok folytatását, és az újabb végzettség megszerzését tekintette hallgatói mobilitásnak. *Lindberg* eredményei szerint Németországban és Finnországban jelentős mértékű a hallgatói mobilitás és kismértékű a végzést követő foglalkozási mobilitás. Az Egyesült Királyságban éppen az ellenkezője figyelhető meg. Olaszországban pedig a hallgatók tanulmányi idejének meghosszabbítása jellemző, kis hallgatói és kis karrier eleji mobilitással. A különbségek magyarázatául Lindberg egyrészt a felsőoktatás intézményrendszer különbségeit, másrészt a munkaerő-piaci intézmények különbségeit nevezi meg. A német és finn felsőoktatási rendszer – hasonlóan a magyarhoz - nagy hangsúlyt fektet a szak-specifikus ismeretek átadására. Az egyének foglalkozási pozícióját nagymértékben meghatározza kiinduló végzettségük, ennek következtében fontos az első foglalkozás végzettség-képzettség illeszkedése. Ez azzal a következménnyel jár, hogy az egyének ösztönözve vannak arra, hogy megpróbáljanak munkába állás előtt olyan képzési programokban végzettséget szerezni, melyeket jobban értékeli a munkaerő-piac, azon az áron is, hogy így meghosszabbodik tanulmányi idejük. Azt is érdemes visszaidézni, a képzési kínálat szabályozását bemutató fejezetből, hogy a finn és a német felsőoktatási rendszerben a felvehető hallgatók számát központilag a kormányzatok szabályozzák a szakcsoportok mindegyikére, a magyar gyakorlathoz hasonlóan, ami hasonló hatással lehet a felsőoktatásban végzettek továbbtanulási döntéseire.

5, illetve 6 évben, valamint tanulmányi útjukról (<http://roa.sbe.maastrichtuniversity.nl/?portfolio=reflex-international-survey-higher-education-graduates>).

Az Egyesült Királyságban, ezzel szemben az egyén munkaerő-piaci pozíciójának megteremtése elsősorban a foglalkozási és munkahelyi mobilitáson keresztül zajlik, melyben fontos szerepe van a munkahelyi képzésnek is. Az egyéneknek ezért érdemes minél hamarabb megszerezni végzettségüket, és a munkaerő-piacra lépni. Olaszországban az első állás megtalálásáig jóval hosszabb idő telik el még a felsőfokú végzettségűek számára is, mint akár Németországban, Finnországban, az Egyesült Királyságban, vagy az európai országok többségében. Ezért a felsőoktatásban tanulók számára nem fontos, hogy gyorsan végezzenek Olaszországban, a munkahelyi, foglalkozási mobilitást viszont a munkaerő-piaci szabályozás nehezíti, így mind a hallgatói, mind a foglalkozási, munkahelyi mobilitás kicsi. Hasonló eredményeket mutatott be *Scherer, (2005), Giesecke-Schindler (2008) és Allen és szerzőtársai (2007)*.

A tanulásból a munkába történő átmenetet vizsgáló komparatív tanulmányok a hallgatói és foglalkozási, munkahelyi mobilitás mértékében mutatkozó különbségeket az oktatási rendszer különbözősége mellett a munkaerő-piaci szabályozás különbözőségével magyarázzák, így a foglalkoztatottak védelmére vonatkozó szabályozással (*Scherer 2005; Gangl 2003; Ryan 2001*). A foglalkoztatottak védelmének mértékéül gyakran az OECD foglalkoztatás védelmi szabályozási indexe szolgál (*employment protection legislation index, EPL*). Az EPL index összetett index¹³, mely 21 különböző elemet vizsgál, és azt méri, hogy milyen eljárások és költségek mellett lehet egyénileg, vagy csoportosan elbocsájtani a munkavállalókat, és, hogy milyen eljárások, feltételek mellett lehet határozott idejű, vagy munkaerő-kölcsönző ügynökségen keresztüli szerződéssel alkalmazásba venni őket. Az index értéke 0 és 6 között mozoghat, a magasabb értékek merevebb szabályozást mutatnak. Bár az index kialakításával szemben számos kritikai észrevételt fogalmaztak meg (például *Hall és*

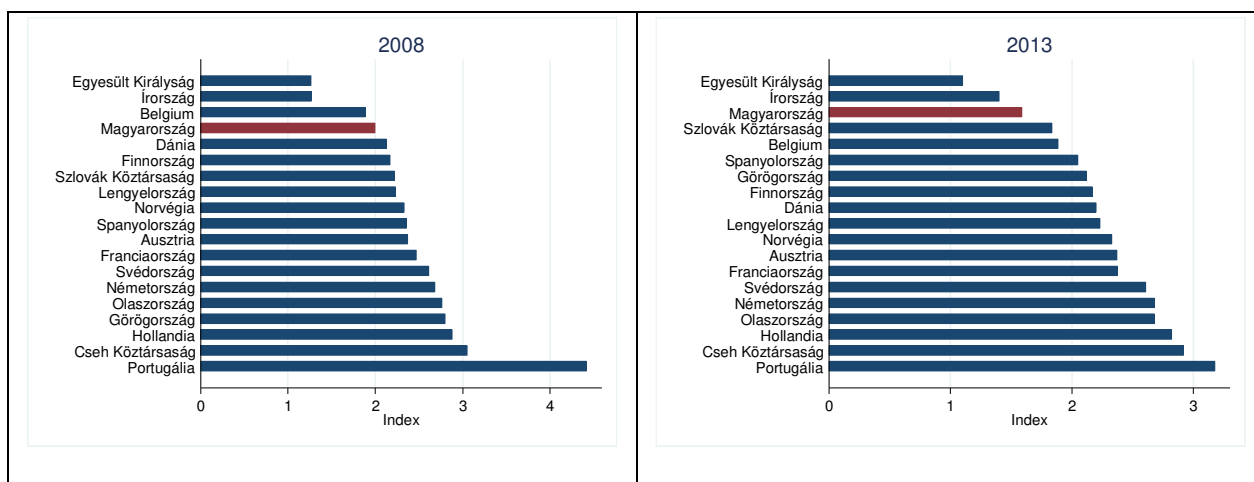
¹³ Az index részletes leírását lásd <http://www.oecd.org/els/emp/EPL-Methodology.pdf>

Soskice, 2001; Boeri és Jimeno, 2005; Maleszyk, 2016), az indexet széles körűen használják nemzetközi összehasonlító munkákban.

A 9. ábra az EPL indexek 2008-ban és 2013-ban, az európai országokban mért értékeit mutatja be. A foglalkoztatás védelmi index az Egyesült Királyságban a legalacsonyabb, Németországban, Finnországban, vagy Olaszországban a nagyobbak között van. A magyar EPL index 1991 és 2012 között mindvégig 2 volt, majd 2013-ban lecsökkent 1,59-es értékre. Vagyis a magyar foglalkoztatás-védelem európai összevetésben nem tekinthető szigorúnak, sőt, már a 2013-ban megfigyelt csökkenés előtt is a legkevésbé merevek közé tartozott. Ezért – vélhetően – a foglalkoztatottak védelmét szolgáló intézményrendszernek kevés szerepe lehet abban, hogy kicsi a magyar foglalkozási mobilitás, de ennek eldöntése további vizsgálatot igényelne.

9. ábra

Foglalkoztatottság-védelmi (EPL) index

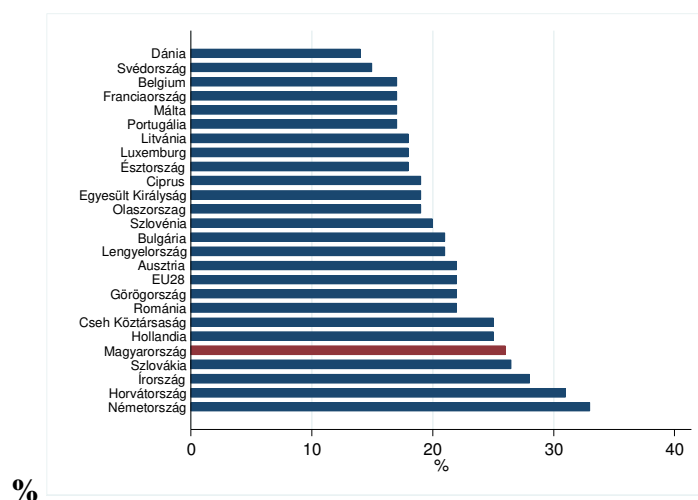


Forrás: OECD Foglalkoztatottsági adatok (Employment data) <http://dx.doi.org/10.1787/data-00318-en>

Az oktatási, illetve felsőoktatási szabályozási rendszer mellett viszont szerepe lehet az alacsony magyar foglalkozási mobilitásban a foglalkozások betöltésének feltételeit előíró szabályozásnak, annak, hogy a foglalkozások mekkora hányadának betöltését kötik meghatározott képzettséghez, illetve valamilyen engedélyhez. A foglalkozások szabályozásának, engedélyhez kötöttségének (*occupational licensing*) hatását kiterjedt irodalom tárgyalja, ez egyike a legrégebb óta elemzett munkaerő-piaci intézményeknek (lásd például Friedman – Kuznets, 1945; Maurizim 1974; Kleiner, 2006; Prantl - Spitz-Oener, 2009). A szabályozást információs aszimmetriával, minőség biztosítással, a minőség egységesítésének biztosításával és járadékvadászattal szokták magyarázni. A foglalkozási mobilitást érintő hatásáról pedig azt mutatják be a művek, hogy csökkenti a foglalkozási mobilitást, mivel növeli a foglalkozásváltoztatás költségeit. Az országok nagymértékben különböznek abban a tekintetben, hogy a foglalkozások mekkora hányada szabályozott foglalkozás, vagyis meghatározott képesítéshez, vagy engedélyhez kötött, illetve, hogy a foglalkoztatottak mekkora aránya dolgozik szabályozott foglalkozásban. Az elmúlt évtizedekben az Egyesült Államokban, ahol korábban a foglalkoztatottak nagyon kis hányada dolgozott szabályozott foglalkozásban, komoly mértékben nőtt a szabályozott foglalkozásban dolgozók aránya. Az Egyesült Államokban az 1950-es évek elején a foglalkoztatottak 4,5 százaléka, az 1980-as években 18 százaléka, majd a 2000-es évekbe 20 százaléka dolgozott ilyen foglalkozásokban.

10. ábra

A szabályozott foglalkozásokban dolgozók aránya Európában 2015-ben



Forrás: Európai Bizottság. Szabályozott foglalkozások adatbázis (*Regulated professions database*).¹⁴

Az európai országok között nagy különbségek mutatkoznak a szabályozott foglalkozásban dolgozók arányában (10. ábra). Dániában a szabályozott foglalkozásokban foglalkoztatottak aránya alig több, mint 14 százalék, Németországban 33 százalék. Magyarország azok közé az országok közé tartozik, ahol az átlagnál magasabb az arány, a foglalkoztatottak több, mint egynegyede dolgozik ilyen foglalkozásokban. Ez szintén oka lehet az alacsony magyar foglalkozási mobilitásnak. A szabályozás a különböző ágazatokat nem egyforma mértékben érinti, a közszférára inkább jellemző, elsősorban az egészségügyben és az oktatásban nagy a szabályozott foglalkozások aránya. A következő részben ezekben az ágazatokban vizsgáljuk a felsőfokú végzettségűek foglalkozási mobilitását.

¹⁴ TNS Opinion, Measuring the prevalence of occupational regulation: ad-hoc survey for the European Commission, 2015.

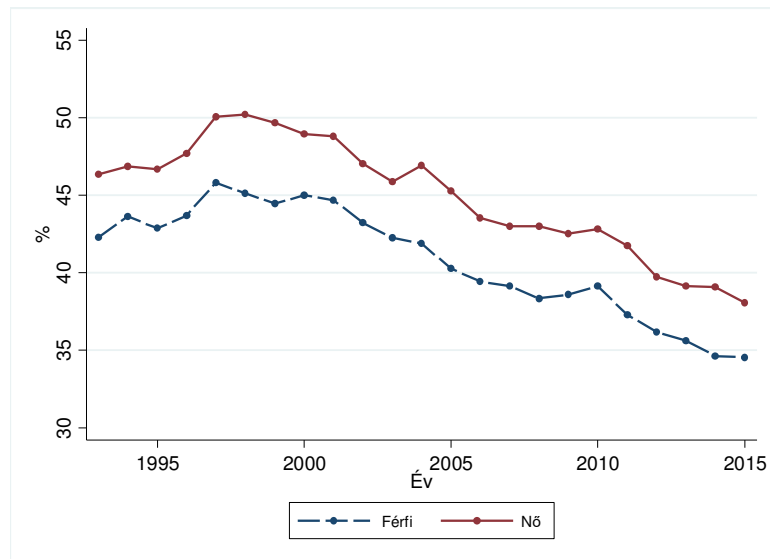
III. RÉSZ

FELSŐFOKÚ VÉGZETTSÉGŰEK MOBILITÁSA A KÖZSZFÉRÁBAN

A közsféra a diplomás foglalkoztatásban fontos, bár csökkenő szerepet játszik. Az 1990-es évek elején a közsférában dolgozó diplomások aránya először 5 százalékponttal nőtt mind a férfiak, mind a nők körében. Az 1990-es évek közepén a diplomás férfiak 45, a diplomás nők 50 százaléka dolgozott a szűken vett közsférában (az oktatásban, egészségügyben, szociális ellátásban, vagy a közigazgatásban). Az 1990-es évek közepétől kezdve a közsféra aránya a diplomás foglalkoztatáson belül csökkeni kezdett, és 2015-ben a diplomás nők 37, a férfiak kevesebb, mint 35 százalékát foglalkoztatták már csak a közsférában (11. ábra). Az arányok csökkenése a diplomás foglalkoztatottak számának jelentős növekedése mellett ment végbe, a diplomások alternatív, a közsférán kívüli foglalkozási lehetőségei bővültek ugyanebben az időszakban, ami a foglalkozási mobilitást is érinthette.

11. ábra

**A közszférában foglalkoztatott diplomások a diplomás foglalkoztatottak arányában
nemek szerint, 25-64 évesek
1993-2015**

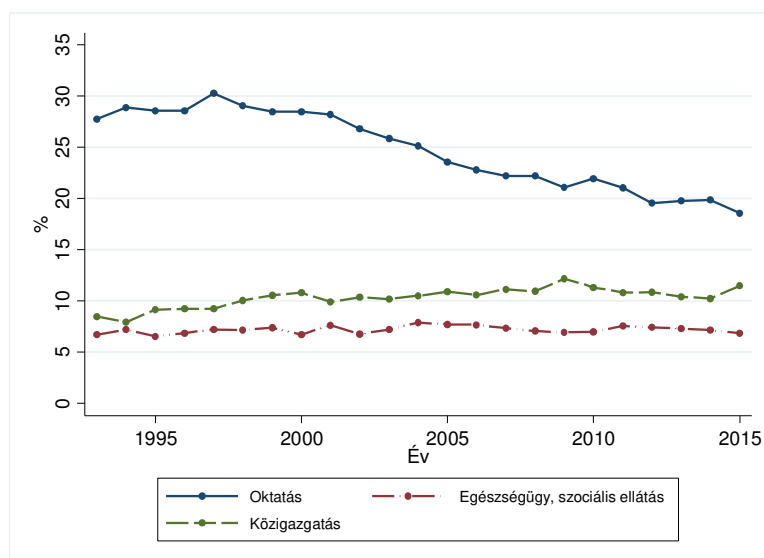


Forrás: A KSH MEF 1. negyedéves adataiból számolva

A közszférában foglalkoztatott diplomások arányának csökkenése elsősorban az oktatásban dolgozók arányának zsugorodásának volt a következménye, ahogy a 12. ábrán látjuk. Az oktatási szektorban foglalkoztatott diplomások aránya a diplomás foglalkoztatottak arányában, több, mint 10 százalékponttal csökkent az 1990-es évek közepe és 2015 között. Ezt a folyamatot a foglalkozási csoportok közötti átrendeződést vizsgálva már láttuk, a pedagógusok aránya – akik az oktatási szektorban foglalkoztatott diplomások zömét teszik ki - a foglalkoztatott diplomások között, különösen a fiatalok között, jelentősen csökkent (1. ábra). Az egészségügyben foglalkoztatott diplomások aránya nagyjából állandó volt, míg a közigazgatásban foglalkoztatott diplomások aránya 2010-ig enyhén emelkedett, majd stagnált (12. ábra)

12. ábra

**Az oktatásban, egészségügyben, szociális ellátásban és a közigazgatásban foglalkoztatott diplomások a diplomás foglalkoztatottak arányában, 25-64 évesek
1993-2015**



Forrás: A KSH MEF 1. negyedéves adataiból számolva.

A diplomás foglalkoztatottak arányának közszférán kívüli növekedése, az alternatív foglalkoztatási lehetőségek bővülése, a közszférában foglalkoztatott diplomások egyéb diplomásokhoz mért relatív kereseti lehetőségeinek változásaival együtt komoly hatást gyakorolhattak a közszférában dolgozó diplomások foglalkozási mobilitására, és a közszférát választó, vagy azt elhagyó diplomások szelekciójára, és így a közszolgáltatások minőségének alakulására.

A közszféra létszámát és kereseti helyzetét 1990 után a nagyfokú instabilitás jellemezte. A bérek a közszférában átlagosan alacsonyabbak voltak a magánszférához képest Magyarországon 1990 után, de a relatív béreket többször is (így 2001-ben, 2002-ben) nagyobb arányú közszférabeli béremelés időszakosan a versenyszféra átlagos bérei fölé emelte. Ezek hatása azonban nem volt tartós, a nagyobb béremeléseket a relatív kereseti

helyzet romlása követte (*Altwickler-Hámori– Lovász A, 2013; Köllő, 2013; Telegdy, 2013*). A magánszektorból a közsférába átlépők minőségét vizsgálva, (a minőséget a magánszektorbeli relatív keresetükkel mérve) *Köllő (2013)* azt mutatta be, hogy a béremelés átmenetileg vonzóvá tette a közsférát a magánszektorban dolgozó, magasabb bérű, jobb minőségű munkavállalók számára. Viszont, mivel a jelentős béremelésnek köszönhetően, a közsférát a magánszektor kedvéért elhagyók száma is csökkent, a béremelés nyomán csökkent a közsférába beáramlók aránya. A bérelőny erodálódásával pedig a magánszektorból átlépők száma tovább csökkent, és az átlagos minősége is romlott, vagyis negatív szelekciós folyamatok voltak megfigyelhetők. *Elek és Szabó (2013)*, korábban már idézett művükben, a közsférából való kilépést vizsgálták, és amellet, hogy bemutatták, hogy a közsféra a foglalkozási mobilitás, a más munkakörbe való áramlás tekintetében jóval stabilabb volt a versenyszféránál 1998 és 2010 között, a közsférát elhagyók versenyszférabeli lehetőségeit is elemezték. Eredményeik azt mutatták, hogy a közsférából érkezők nem találtak nehezebben munkát és nem kerültek „rosszabb” munkakörbe, mint a versenyszférából váltók, ami arra utal, hogy a közsférát elhagyók a jobb képességűek közül kerülhettek ki, ami a negatív szelekciós folyamatokat a másik irányból erősíthette.

A következőkben két kitüntetett, elsősorban a közsférában foglalkoztatott, diplomás foglalkozásban dolgozók foglalkozási mobilitásának alakulását, meghatározóit vizsgáljuk és azt, hogy a mobilitás, pályaelhagyás milyen minőségi szelekció mellett ment végbe? Először, a 4. fejezetben a pedagógusok, majd, az 5. fejezetben az orvosok foglalkozási mobilitását, pályaelhagyását elemezzük. Mindkét foglalkozás gyakorlása képesítéshez kötött, a képzési ideje elsősorban az orvosoknak, de a pedagógusoknak is hosszú, és a foglalkozást gyakorlók összetétele, minősége meghatározó szerepet játszik a közszolgáltatások minőségének alakulásában. A pályaelhagyás, a foglalkozás-specifikus emberi tőke elvesztése pedig a hosszú képzési idő következtében komoly társadalmi költségekkel járhat.

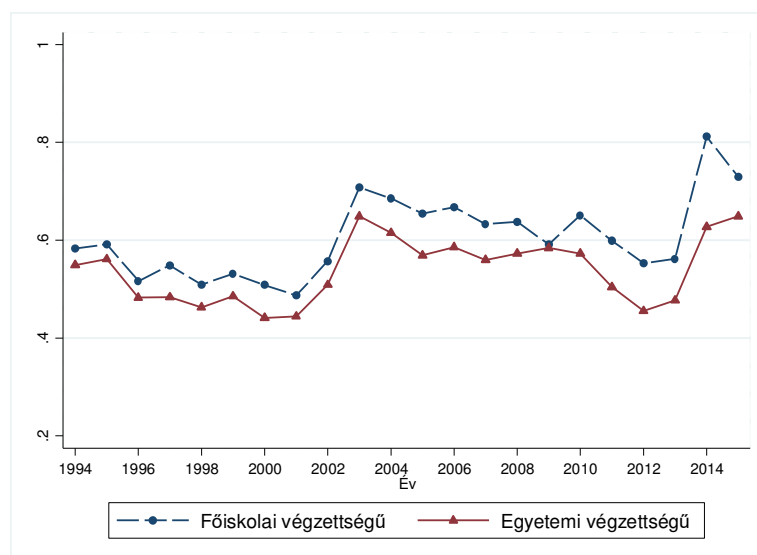
4. FEJEZET

A PEDAGÓGUSOK PÁLYAELHAGYÁSA

A tanárok az egyéb diplomásokhoz képest keveset keresnek Magyarországon. Az 1990-es évek elején az átlagos tanári keresetek az átlagos diplomás keresetek 65-70 százalékát tették ki, majd ezt követően, 1998-ig, évről-évre romlott a pedagógusok relatív kereseti helyzete. 1998-ban a tanárok átlagosan mindössze 40 százalékát kapták az átlagos diplomás kereseteknek. A 2002. évi közalkalmazotti béremelést követően a különbség átmenetileg csökkent, majd ismét növekedni kezdett, az újabb mélypontot 2012-ben érte el. 2014-ben ismét nagyobb arányú tanári béremelés következett, a tanár életpályamodell bevezetésével együtt. Ekkor a főiskolai végzettségű tanárok átlagos keresete elérte a főiskolai végzettségű diplomások átlagos keresetének 80 százalékát, az egyetemi végzettségű pedagógusoké pedig az egyetemi végzettségűek átlagkeresetének megközelítőleg 65 százalékát. 2015-től a tanárok relatív keresete már ismét romlott (*13. ábra*), és több jel utal arra, hogy a nagyobb arányú bérnövekedést követően a pedagógusbérek ismét le fognak maradni az egyéb diplomások keresetétől. Így az, hogy eltörölték azt a korábban bevezetett szabályt, hogy a pedagógusok illetményalapját a mindenkor minimálbér százalékában határozták meg, ami a béremelés értékállandóságát biztosította volna. A tanárok relatív helyzetében mutatkozó ciklikusság nem egyedi, magyar jelenség. Hasonló ciklikusságról számolt be például *Dolton és szerzőtársai (2003)* az Egyesült Királyságban, vagy *Leigh és Ryan (2006)* az ausztrál tanárok esetében. A relatív kereseti helyzet romlását egy-egy nagyobb arányú tanári bérrendezés átmenetileg javítja, majd a relatív kereseti helyzet rendszerint ismét romlani kezd egy következő béremelésig, melyet kikényszeríthet a tanárok kínálatának csökkenése, vagy minőségének romlása.

13. ábra

A szakképzett pedagógusok keresete az azonos végzettségű egyéb diplomások keresetének arányában, 1994-2015



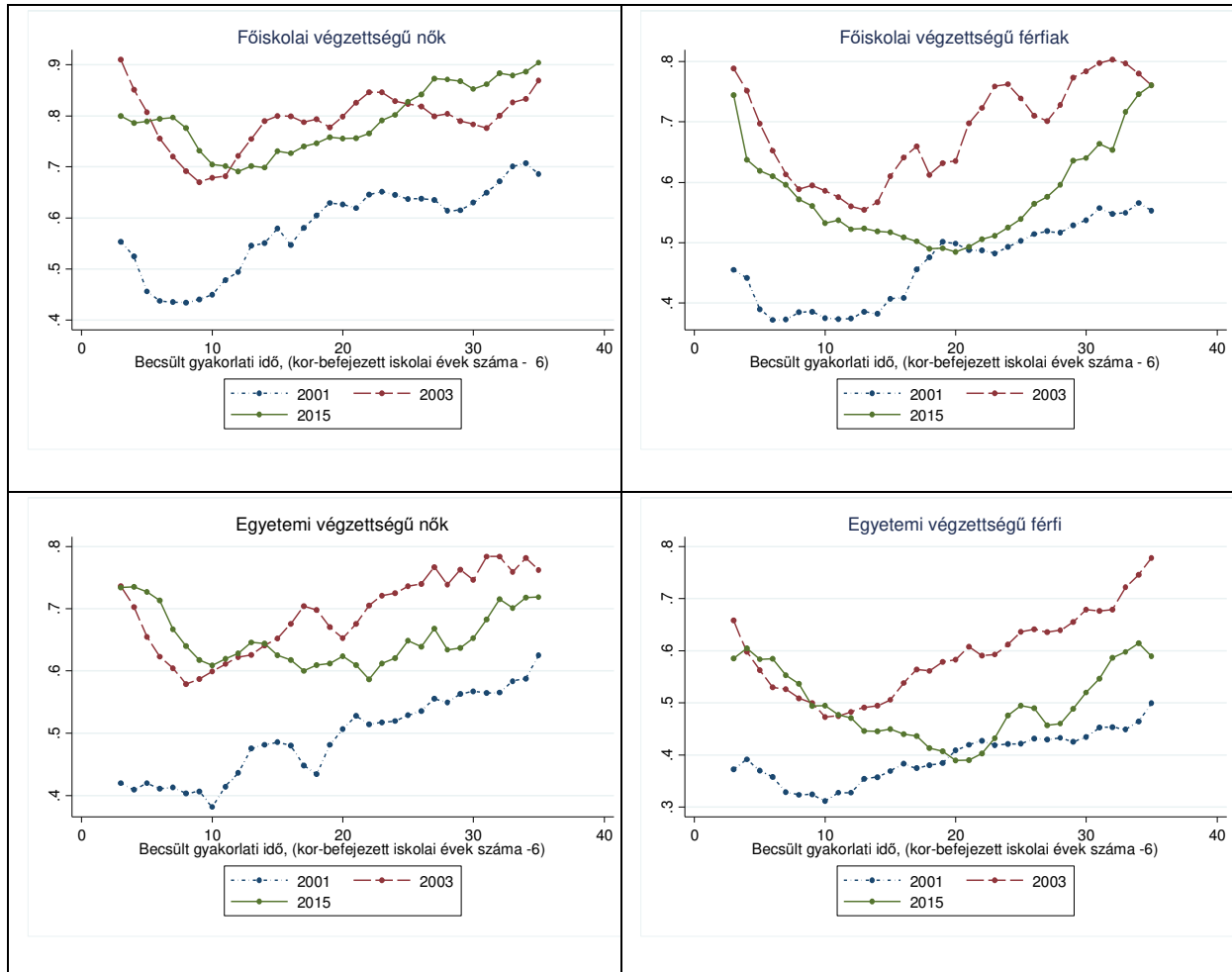
Forrás: A Bértarifa-felvételekből számolva

A pedagógusok végzettség, nem és gyakorlati idő szerinti csoportjainak relatív helyzete nem egyforma a hasonló jellemzőkkel bíró, nem tanárként dolgozó diplomásokhoz képest (14. ábra). Az életpálya elején, az első 10-15 évben a tanárok kereseti lemaradása évről-évre növekszik, az életpálya későbbi szakaszaiban pedig csökken Magyarországon. Vagyis, a pedagógusok relatív kereseti profilja - hasonlóan az egyéb diplomás közalkalmazottak relatív kereseti profiljához (Köllő, 2014) - U alakú: a legfiatalabbak és a legidősebbek kereseti lemaradása jóval kisebb, mint a középkorostályoké. Ez abból adódik, hogy a közalkalmazotti bértáblában a diplomásbérek lineárisan emelkednek az életkorral, illetve a gyakorlati idővel, míg a magánszektorban a diplomások – különösen az egyetemi végzettségűek – bére erősen nemlineáris pályát követ: az életpálya elején, alacsony szintről indulva először gyorsan nőnek, majd az életpálya végén csökkenni kezdenek a bérek. A közalkalmazotti és a magánszektorban megfigyelhető diplomás bérpálya különbségének következtében ezért

különösen rossz helyzetben vannak a fiatal, legfeljebb 10-15 éves gyakorlati idejű tanárok a hasonló gyakorlati idejű egyéb diplomásokhoz képest, közülük is az egyetemi végzettségű férfiak, mivel a közalkalmazotti bérskála az életpálya során lassú, egyenletes növekedést ír elő, míg a közszférán kívül a fiatal diplomások keresete a munkába lépést követően először viszonylag gyorsan növekszik. A pedagógusok kedvezőtlen relatív kereseti helyzete pályaelhagyásra ösztönözheti őket. Ebben a fejezetben ezt a kérdést vizsgáljuk.

14. ábra

A szakképzett pedagógusok keresete az azonos végzettségű egyéb diplomások keresetének arányában gyakorlati idő szerint 2001-ben, 2003-ban és 2015-ben



Forrás: A Bértarifa felvételek 2001., 2003. és 2015. évi éves hullámaiból számolva. Hároméves mozgóátlagok.

A tanárok pályaelhagyását vizsgáló munkák eredményei nem egyértelműek abban a kérdésben, hogy valóban a jobb kereseti lehetőségek miatt mennek-e el a pedagógusok az oktatásból. A kérdést vizsgáló tanulmányok egy része azt találta, hogy a tanári pályaelhagyás és a tanárok relatív kereseti helyzete között kapcsolat van. *Dolton és szerzőtársai (2003)*, *Chevalier és szerzőtársai, (2001)*, *Wolter–Denzler (2003)* például bemutatta, hogy a tanárok kereseti helyzete hatással van arra, hogy kik választják a tanári pályát és, hogy később kik

maradnak a pályán. *Murnane és Olsen (1990)* eredményei szerint a magasabb bér növeli a tanári pályán eltöltött időt. Hasonló eredményekről számoltak be *Podgursky és szerzőtársai (2004)*, *Imazeki (2005)*, *Krieg (2006)*, *Ondrich és szerzőtársai (2008)*, *Dolton és van der Klaauw (1995) és (1999)*, valamint *Chevalier és szerzőtársai (2001)*. Más munkák viszont arra az eredményre jutottak, hogy a pályaelhagyó tanárok kisebb része keres csak többet, mint korábban. *Scafidi és szerzőtársai (2006)*, *Frijters és szerzőtársai, (2004)* és *Vandenberghe (2000)* eredményei szerint a pályaelhagyó tanárok jelentős része kilép a munkaerő-piacról, vagy a közsférában helyezkedik el a korábbinál alacsonyabb bérért. A pályaelhagyási döntéseket a munkakörülmények legalább olyan mértékben befolyásolják, mint a relatív keresetek, mint *Hanushek és szerzőtársai (2001 és 2004)* bemutatják. *Stinebrickner (1998)* a házasságnak és gyerekvállalásnak találta meghatározó szerepét a pályaelhagyási döntésekben.

A legtöbb munka vagy csak a pályakezdő, vagy pályájuk elején lévő tanárok pályakorrekciós döntéseit elemezte, vagy - a minta nagysága miatt- nem vizsgálta külön e döntéseket a különböző gyakorlati idejű, életpályájuk különböző szakaszain járó pedagógusok esetében. *Gilpin (2011)* a különböző gyakorlati idejű tanárok döntéseit külön vizsgálva arra az eredményre jutott, hogy a tanári és nem tanári pályán elérhető bérek különbsége csak a pályájuk elején lévő, 6 évnél rövidebb gyakorlati idejű pedagógusok döntését befolyásolja, a munkakörülmények viszont nem csak a pályakezdő, hanem az idősebb, nagyobb gyakorlati idejű tanárok pályaelhagyására is hatással vannak.

A tanári pálya választása nem egyszeri döntés eredménye, hanem döntések sorozatáé – e folyamat állomásai a pedagógusképzés választása, a végzést követően a pedagóguspályán történő elhelyezkedés, és döntés a pályán maradásról. A döntési pálya minden pontján érvényesülhetnek olyan önszelekciós mechanizmusok, amelyek végül a közoktatásban dolgozó tanárok minőségi összetételét kialakítják. Az elemzés két fontos szelekciós ponton – a pedagógusképzésben végzettséget szerzők foglalkozásválasztásakor és a végzést követő 5.

illetve 6. évben – megfigyelhető pályaelhagyás meghatározóinak elemzésével vizsgálja a keresetek és képességek hatását a tanárok kiválasztódására. (A tanári pályára vezető út korábbi szelekciós pontjának, a pedagógusképzés választásának elemzését lásd *Varga, 2007.*)

4.1. A pályakezdő tanárok pályaelhagyása

4.1.1. Adatok

A pályakezdő tanárok pályaelhagyását a Fiatal Diplomások Életpálya-vizsgálat (Fidév) adatfelvételeinek követéses adatainak felhasználásával vizsgáljuk. A Fidév első adatfelvétele az 1998-ban a felsőoktatás nappali tagozatán végzettek 1999 szeptemberében megfigyelt, a Fidév második adatfelvétele a felsőoktatás nappali tagozatán 1999-ben végzett fiatalok 2000 szeptemberében megfigyelt munkaerő-piaci helyzetére vonatkozóan gyűjtött adatokat, a követéses megkérdezés, pedig mindkét kohorszot megkérdezte 2004 áprilisában, májusában az első és a második megfigyelési időpont közötti legfontosabb változásokról (oktatási/képzési részvétel, munkaerő-piaci áramlások, kereset).¹⁵ A mintából leválogattuk a pedagógusképzésben végzett, vagy pedagógus végzettséget is szerzett (például közgazdász tanár, mérnök-tanár stb.) pályakezdő diplomásokat. Az elemzést a pedagógus almintá adatai felhasználásával készítettük.

Az adatfelvételekből tehát a végzést követő első, és ötödik, illetve hatodik évre vonatkozóan áll rendelkezésünkre információ a pályakezdő diplomásokról. Ismerjük – többek között - az első és második megfigyeléskori - foglalkozásukat, munkaerő-piaci státusukat, keresetüket. Elemzésünk célja, hogy a keresetek hatása mellett azt is megvizsgáljuk, hogy megfigyelhetők-e különbségek a tanári pályaelhagyásban a fiatal pedagógusok képességei szerint, hogy nyomon követhetők-e szelekciós folyamatok a pályaelhagyásban. Mivel az

¹⁵ A megkérdezés teljes körű volt, az 1. kohorsznál a válaszadási arány 23 százalék, a 2. kohorsznál 18 százalék volt, a követéses felvétel az első megkérdezésben válaszolókat kereste meg. A követéses minta 3814 esetből állt. A minta intézmény–tudományterület–nem szerinti reprezentativitását súlyozás biztosította.

adatok nem szolgáltak olyan információval, amelyek segítségével képességet mérő változót közvetlenül ki lehetett volna alakítani, ezért a fiatal diplomások képességének mérésére egy proxy változó szolgált.

4.1.2. Módszerek

Az adatfelvételekből ismerjük a pályakezdő diplomások végzést követő egy és öt (illetve hat) évvel megfigyelhető foglalkozását. Az első és második megfigyelés közötti tanári pályaelhagyók esetszáma viszont olyan kicsi volt, hogy az adatbázis nem tette lehetővé a pályaelhagyási döntés külön vizsgálatát. Ehelyett a következő módszert követtem. Olyan modellt becsültem, mely a második megfigyeléskori tanári állás meghatározóit írja le. A modellbe magyarázó változóként az első megfigyeléskor tanári állás valószínűségét leíró változót is bevontam. Hasonló modell alapján vizsgálta a tanári pályaválasztási döntést *Dolton (1990)*, *Chevalier–Dolton–McIntosh (2001)*, *Wolter–Denzler (2003)*, *Eide–Goldhaber–Brewer (2004)*.

A modell azt feltételezi, hogy a foglalkozás választásakor az egyének egy adott foglalkozás és az alternatív foglalkozások keresetekben és más előnyökben mutatkozó hasznosságát vetik össze, és azt a foglalkozást választják, melynek választása a legnagyobb előnyökkel jár számukra. Mivel a foglalkozások választásával járó többi előny (például megelégedettség stb.) csak nehezen mérhető, ezért az elemzésben csak a keresetek hatását vizsgálom.

A 2. megfigyeléskori tanári státus meghatározói a következőképpen írhatók fel:

$$T_i = \beta_0 + \beta_1 (\ln W_i^N - \ln W_i^T) + \beta_2 T_1 + \beta_3 \underline{X} + \mu_i \quad (4.1)$$

Ahol, T_i egy kétértékű változó, mely azt mutatja, hogy az egyén öt, illetve hat évvel a végzés után, a második megfigyeléskor tanári munkakörben dolgozik-e (1–igen, 0–nem). Az egyik legfontosabb magyarázó változó az a kereseti különbség, mely az egyén nem tanári állásban várható (W_i^N) és tanári munkakörben várható keresete (W_i^T) között van. T_i egy kétértékű változó, mely azt mutatja, hogy az egyén az első megfigyeléskor (végzés után 1 évvel) tanári munkakörben dolgozott-e (1 –igen, 0 –nem). Az X pedig azokat, a fiatal diplomások egyéb jellemzőit leíró változókat tartalmazza, melyek hatással lehetnek a tanári pálya választásának valószínűségére, mivel befolyásolhatják az egyének alternatív munkaerőpiaci lehetőségeit és így a tanári pálya választását. Ezek a változók a következők voltak: a végzettség szintje (egyetemi, főiskolai oklevéllel rendelkezik-e a pályakezdő), a diploma szakcsoportja, szerzett-e újabb felsőfokú végzettséget, második diplomát az első diploma megszerzése és a második megfigyelés között eltelt időben a kérdezett, az egyén neme, lakóhelyének településtípusa és egy kétértékű változó, mely azt mutatja, hogy a kérdezett 1998-ban, vagy 1999-ben végzett-e.

Az első megfigyeléskori tanári státust leíró változó nyilvánvalóan endogén, ezért az első megfigyeléskori tanári állás választásának valószínűségét megbecsültem egy redukált formájú probit becslés segítségével és az ennek segítségével előre jelzett értékeket használtam az (4.1) egyenletben T_1 változóként.

A nem tanárként és tanárként elérhető keresetek meghatározásához két kereseti egyenletet becsültem, egyet a tanári állásban dolgozók és egyet a nem tanári állásban dolgozók adatainak felhasználásával és az ezekből a nyert előre jelzett béreket használtam annak meghatározásához, hogy mennyit keresne az egyén tanárként, illetve nem tanárként. Természetesen tanári béreket csak azokra figyelhetünk meg, akik tanárként dolgoznak, nem tanári béreket, pedig csak azokra, akik nem tanárként dolgoznak. Mivel az egyének feltehetően nem véletlenszerűen választódnak ki tanárként és nem tanárként dolgozókra, ezért

nem feltételezhetjük, hogy a tanárként dolgozók keresete torzítatlanul előrejelzi a nem tanárként dolgozók tanárként elérhető keresetét, illetve a nem tanárként dolgozók keresete torzítatlanul jelezne előre a tanárként dolgozók nem tanárként elérhető keresetét. A szelektivitás esetleges hatásának kiszűrésére Heckman-féle kétlépcsős eljárást végeztem. A szelekciós egyenlet, egy redukált formájú probit becslés (4.2), melyben az (4.1) egyenletből kihagytam a kereseti különbség és az 1. megfigyeléskori tanári státus változóját, majd a becslési eredmény felhasználásával kiszámoltam az inverz Mills arányokat (λ), melyeket szelekciós korrekciós változóként bevontam a (4.2) és (4.3) béregyenletekbe.

$$T_2 = \beta_0 + \beta_1 \underline{X} + \mu_1 \quad (4.2)$$

$$\ln W_2^T = \delta_0^T + \delta_1^T \underline{X}' + \sigma^T \rho^T \lambda + \mu_2 \quad (4.3)$$

$$\ln W_2^N = \delta_0^N + \delta_1^N \underline{X}' + \sigma^N \rho^N \lambda + \mu_3 \quad (4.4)$$

$\underline{X}$ instrumentális változóként tartalmaz két kétértékű változót, az első azt jelzi, hogy a kérdezett anyja tanárként dolgozott-e, a második, azt mutatja, hogy az apa tanár volt-e? A szülők foglalkozása hatással lehet a tanári foglalkozás választására, a kérdezett jobban ismeri a tanári pályát a szülői minta nyomán és ezért inkább, vagy kevésbé kíván tanárként dolgozni de, nincs ok feltételezni, hogy az, hogy valakinek a szülei pedagógusok voltak, az hatna a keresetére. $\underline{X}'$ tartalmaz néhány változót, melyek nem szerepelnek a szelekciós egyenletben, de a kereseteket befolyásolhatják: a munkaidőt, a gyakorlati időt és ennek négyzetét, valamint, hogy állandó, határozatlan idejű munkaszerződése van-e a kérdezettnek?

Vizsgálódásunk szempontjából különösen fontos a kérdezettek képességének hatása a tanári pálya választására. Mivel a rendelkezésre álló adatokból nincs információ az egyének tanulmányi előmenetelére, és más a „képességeket” közelítő változók sem álltak rendelkezésre a képességeket csak durván tudjuk közelíteni. A képességek mérésére a

következő proxy változót használtam. Minden kérdezettnek kiszámoltam a felsőoktatásba kerülésének évében, abban a felsőoktatási intézményben, karon és szakon a felvettek jelentkezőkhez viszonyított arányát, melyben a kérdezett felvételt nyert felsőfokú tanulmányokra, és ezzel mértem képességeit. Az elgondolás abból indult ki, hogy minél nagyobb a bekerülési arány, annál gyengébb képességekkel is be lehetett kerülni az adott évben, az adott intézménybe, az adott szakon. Minél kisebb az arány, annál inkább feltételezhetjük, hogy a kérdezett képességei jobbak, mivel erősebb szűrés mellett is felvételt tudott nyerni a választott szakra. Az eljárás torzításokat tartalmaz, például az egyén képességei mellett az intézmény/kar minőségének hatását is mutathatja, de a rendelkezésre álló adatok segítségével ennél megbízhatóbban nem lehetett a képességeket közelíteni.

4.1.3. A tanári pálya választásának meghatározói

Az első megfigyeléskor tanári/nem tanári állás valószínűségét becsülő probit becslés eredményeit a *11. táblázat* közli. (A modellekben használt változók összefoglaló statisztikáit a *Függelék F7. táblázata* közli.) Látjuk, hogy a képességeket jelző változó szignifikáns hatással van annak valószínűségére, hogy az egyént az első megfigyeléskor tanári állásban találjuk. Minél rosszabb képességű egy pályakezdő diplomás, minél kevésbé szelektív intézményben/ karon/ szakon szerezte diplomáját, vagyis minél nagyobb volt a felvettek jelentkezőkhez viszonyított aránya a diplomát adó intézményben/karon/szakon, annál nagyobb valószínűséggel dolgozik tanári állásban egy évvel a végzés után az egyén. Növeli a végzést követően a tanári pálya választásának valószínűségét, ha a pályakezdő főiskolai szintű és nem egyetemi szintű diplomát szerzett, és csökkenti a tanári pálya választásának valószínűségét, ha a kérdezett férfi. Kisebb valószínűséggel találjuk tanári állásban azokat a

végzetteket, akik műszaki, informatikai, jogi, közgazdasági, vagy az egyéb szakcsoportba sorolt szakon szerezték diplomájukat és pedagógus végzettségüket.

11. táblázat

Az első megfigyeléskor tanári munkakörben dolgozik

	Együttható	z	Marginális hatás dy/dx	z
<i>Férfi</i>	-0,38451	-3,00	-0,00835	-2,71
<i>Főiskolai diploma</i>	0,36255	2,92	0,00767	2,66
<i>Diploma</i>				
<i>szakcsoportja</i>				
Idegen nyelvi	0,16387	0,87	0,00439	0,72
Óvó, tanítóképző	0,53938	2,50	0,021786	1,43
Természettudományi	-0,20487	-0,87	-0,00370	-1,09
Műszaki, informatikai	-1,72457	-4,86	-0,02289	-4,57
Jogi, közgazdasági	-1,51263	-4,70	-0,018872	-5,11
Egyéb	-0,61600	-3,32	-0,01107	-3,20
<i>Képességek</i>				
Képességek (felvételi arány)	1,63032	2,16	0,03659	2,15
<i>Településtípus</i>				
Budapest	-0,27520	-1,63	-0,00495	-1,91
1. hullám (1998-ban végzett)	0,27520	1,88	0,00635	1,59
<i>Szülők foglalkozása</i>				
Apa tanár	0,08311	0,30	0,00204	0,28
Anya tanár	-0,26116	-1,68	-0,00475	-1,94
Konstans	-2,15108	-10,37		
Esetszám	3606			
Log pseudolikelihood	-394,97071			
LR chi ² (13)	316,07			
Prob> chi ²	0,000			
Pseudo R2	0,2858			

Probit becslés.

Referenciakategória: Nő, egyetemi diploma; első diplomájának szakiránya bölcsész; településtípus: nem Budapest; 1999-ben végzett; az apa nem tanárként dolgozott a kérdezett 14 éves korában; az anya nem tanárként dolgozott a kérdezett 14 éves korában.

* Szignifikáns 1 százalékos szinten.

** Szignifikáns 5 százalékos szinten.

A 12. táblázat a szelekciós egyenlet és a bér egyenletek eredményeit foglalja össze. A táblázat 2. és 3. oszlopa a külön a tanári állásban, és a nem tanári állásban dolgozókra összehasonlításként lefuttatott OLS bér-regressziók eredményét közli. A függő változó a 2. megfigyeléskori keresetek logaritmusai. A 4. oszlop a szelekciós egyenletet¹⁶, az 5. és 6. pedig

¹⁶ Probit becslés. Függő változó: 2. megfigyeléskor tanári állásban van (igen/nem).

a szelekció hatását is figyelembe vevő bér-regressziók eredményét mutatja a tanárookra és egyéb állásban dolgozókra, ahol a függő változó ismét a 2. megfigyeléskori keresetek logaritmus.

A szelekciós változó (λ) mindkét béregyenletben szignifikáns, bár a tanárookra vonatkozó becslés esetében csak 5 százalékos szinten. A tanári béregyenletben negatív, a nem tanári béregyenletben pedig pozitív előjelű koefficienseket kaptunk, ami arra utal, hogy azok a meg nem figyelhető jellemzők, melyek a tanári pálya választásában szerepet játszanak, alacsonyabb bérekhez vezetnek. A nem tanári pályát választók meg nem figyelhető jellemzői pedig magasabb béreket eredményeznek.

12. táblázat

A 2. megfigyeléskori keresetek meghatározói

	OLS Tanárok	OLS Nem tanárok	Szelekció	Tanárok	Nem tanárok
<i>Férfi</i>	0,01391 (0,36)	0,19062* (10,36)	-0,42099 (-4,85)	0,11911 (1,87)	0,06129 (1,73)
1. diplomája főiskolai	-0,05870 (-1,63)	-0,12488* (-6,64)	0,27799* (3,30)	-0,13652* (-2,70)	-0,0405 (-1,51)
<i>Diploma szakcsoportja</i>					
Nyelvi	-0,051975 (-0,92)	0,11650 (1,91)	0,33550* (2,36)	-0,13522** (-2,08)	0,18562* (3,46)
Tanító, óvó	0,013568 (0,20)	-0,14451* (-2,68)	-0,66047* (-3,82)	0,189943 (1,71)	-0,34663* (3,36)
Természettudományi	0,04934 (0,73)	-0,11531* (-2,44)	-0,57697* (-3,48)	0,19691** (2,01)	-0,28091* (-4,40)
Műszaki, informatikai	0,05912 (0,50)	-0,0385 (-0,30)	-2,91540* (-11,79)	0,07801** (2,01)	-0,08614* (-4,19)
Jogi, közgazdasági	0,06265 (0,66)	0,16788* (5,01)	-1,41007* (-8,48)	0,42032** (2,14)	-0,02410* (2,35)
Egyéb	0,056185 (1,12)	-0,13852* (-4,0)	-1,2778 (-8,94)	0,37121** (2,17)	-0,50355 (-5,38)
<i>Van 2. diplomája</i>	0,04068 (1,26)	-0,02359 (-1,32)	0,235235* (2,97)	-0,01718 (-0,41)	0,04681 (1,97)
<i>Képesség</i>					
Felvételi arány	-0,18792 (-0,66)	0,24774* (1,65)	6,12408* (10,66)	-1,70702** (-2,07)	2,0776* (4,59)
<i>Településtípus</i>					
Budapest	-0,07893 (-1,65)	0,09641 (3,59)	-0,27708* (-2,28)	-0,02419 (-0,43)	0,0207 (0,71)
1. (1998-ban végzett)	0,02101 (0,64)	0,059535 (1,91)	-0,42628* (-4,00)	0,05829** (2,04)	-0,0730 (-1,65)
Apa tanár			0,23637 (1,14)		
Anya tanár			-0,32464* (-2,90)		
<i>Munkaidő</i>	0,00176* (5,18)	0,00203* (5,58)		0,00171* (6,23)	0,00205* (7,83)
<i>Gyakorlati idő</i>	-0,01683 (-0,50)	0,02165 (1,18)		0,01933 (0,61)	0,01938 (1,10)
<i>Gyakorlati idő²</i>	0,00192 (0,40)	-0,00385 (-1,42)		0,00260 (0,61)	-0,00360 (-1,38)
<i>Munkaviszonya állandó, határozatlan idejű</i>	0,05341 (-0,14)	0,07932* (2,71)		-0,12797 (-0,39)	0,09118* (3,83)
<i>Lambda</i>	—	—		-0,31068** (-1,97)	0,33194* (4,24)
<i>Konstans</i>	11,19736* (94,75)	11,12398* (145,12)	-2,50465* (-15,30)	12,07761* (26,00)	10,14948* (42,77)
Esetszám	258	2376	3604	258	2376

Referenciakategória: Nő; 1. diplomája egyetemi szintű; diplomájának szakiránya: bölcsész; nem szerzett 2. diplomát; munkaszerződése nem állandó, határozatlan idejű, nem Budapesten dolgozik; az apa nem tanárként dolgozott a kérdezett 14 éves korában; az anya nem tanárként dolgozott a kérdezett 14 éves korában.

Zárójelben *t*, illetve *z* statisztika. * 1 százalékos szinten szignifikáns, ** 5 százalékos szinten szignifikáns.

A szelekció hatásának bemutatására a szelekciós hatást figyelembe vevő bér-regressziók segítségével kiszámoltam az átlagos becsült tanári béreket a tanárként és nem tanárként dolgozókra és az átlagos becsült nem tanári béreket is mindkét csoportra. Az eredményeket a 13. táblázat mutatja be.

A táblázatban látjuk, hogy a tanárként dolgozók tanárként is és nem tanári állásban is kevesebbet kerestek/kerestek volna, mint az egyéb foglalkozást választók. Tanári állásban a nem tanárként dolgozók 28 778 forinttal többet kerestek volna havonta, mint a tanári állásban dolgozók, nem tanári állásban pedig 38 318 forinttal kerestek többet, mint a tanárként dolgozók kerestek volna, ha nem tanári állásban dolgoznának. A nem tanárként és tanárként elérhető keresetek különbsége is nagyobb annál a csoportnál, akik nem tanári állásban dolgoznak 18 232 forint, szemben azzal a 7692 forintos különbséggel, mely a tanári állásban dolgozókra vonatkozó becslési eredményekből adódott.

13. táblázat

A tanárként/nem tanárként dolgozók becsült keresete tanári/nem tanári állásban, 2004 (Forint)

Megnevezés	Nem tanárok	Tanárok	Különbség
Nem tanári állásban	130 633	92 315	38 318
Tanári állásban	112 401	84 623	27 778
Különbség	18 232	7 692	

Ha összehasonlítjuk az OLS becslések és a szelekciós torzítás hatását is figyelembe vevő bér-regressziók eredményeit, azt látjuk, hogy jó néhány változó esetében a szelekciós torzítás kiszűrése jelentősen befolyásolta az eredményeket. Így például néhány szakcsoportban szerzett végzettségnek szignifikáns hatása mutatkozott a tanárookra becsült

bér-regressziókban, vagy a képességek keresetekre gyakorolt hatása is szignifikánsnak bizonyult.

A végzést követő pályaválasztásra vonatkozó modellünk eredményei tehát azt mutatták, hogy azok fogják nagyobb valószínűséggel tanári pályán elhelyezkedni, akik kevésbé jó képességűek, akár egyetemi, akár főiskolai szintű diplomájuk van, de a főiskolai diplomával rendelkezők a képességek rögzítése mellett is nagyobb valószínűséggel dolgoznak a végzést követő első évben pedagógusként

4.1.4. A tanárok pályaelhagyása a munkaerő-piaci életpálya elején

A 14. táblázat foglalja össze annak a modellnek az eredményeit, mely azt vizsgálta, hogy a második megfigyeléskor (a végzést követő 5. illetve 6. évben) milyen valószínűséggel találunk tanári állásban valakit. A modellben a szelekciós hatást figyelembe vevő bér-regressziókon alapuló becslött nem tanári-tanári bérek különbsége, valamint az 1. megfigyeléskori tanári állás becslött valószínűsége is szerepelt magyarázó változóként.

A vizsgálódás szempontjából legfontosabb kérdés, hogy milyen szerepe van a képességeknek és a tanárként/nem tanárként elérhető keresetek különbségének annak valószínűségében, hogy tanári állásban találjuk-e az egyént a végzést követő ötödik, illetve hatodik évben.

A képességeknek a második megfigyeléskor is szignifikáns hatása van annak valószínűségére, hogy pedagógusként dolgozik-e valaki. A rosszabb képesség – az, ha valaki kevésbé szelektív intézményben/szakon végzett növeli annak valószínűségét, hogy tanárként dolgozott a második megfigyeléskor az egyén. A marginális hatások összehasonlítása az első megfigyeléskori és második megfigyeléskori tanári állás valószínűségét leíró modellekben pedig azt mutatja, hogy a képességek hatása jóval nagyobb a második megfigyeléskor.

14. táblázat

A 2. megfigyeléskori pedagógus-státusz meghatározói

	Együttható z	Marginális hatás dy/dx z
<i>Férfi</i>	0,162 (1,05)	0,011 (1,03)
<i>Végzettség</i>		
1. diploma főiskolai	0,012 (0,12)	0,000 (0,12)
<i>Diploma szakcsoportja</i>		
Nyelvi	0,610* (3,05)	0,071** (2,13)
Tanító, óvó	-2,590* (-6,33)	-0,041* (-6,69)
Természettudományi	-1,147* (-5,27)	-0,034* (-7,23)
Műszaki, informatikai	-2,469* (-8,54)	-0,110* (-9,43)
Jogi, közgazdasági	-0,539** (-2,22)	-0,029* (-3,01)
Egyéb	-1,532* (-7,75)	-0,077 (-8,25)
<i>Van új diplomája</i>	0,022 (0,24)	0,002 (0,24)
<i>Képesség</i>		
Felvételi arány	7,529* (10,30)	0,538* (8,91)
<i>Településtípus</i>		
Budapest	0,437* (-4,86)	0,041 (1,80)
<i>1. hullám (1998-ban végzett)</i>	-0,64590* (-4,86)	-0,041* (-4,25)
<i>Szülők foglalkozása</i>		
Apa tanár	-0,351 (-0,33)	-0,005 (-0,35)
Anya tanár	0,351 (2,02)	0,031 (1,63)
<i>Prob. 1. megfigyeléskor tanárként dolgozik</i>	7,479* (4,67)	0,534* (3,67)
<i>Exp [W (T = 0) – W (T = 1)]</i>	-3,106* (-4,44)	-0,221* (-4,39)
<i>Konstans</i>	-2,584* (-13,65)	
Esetszám		3102

Exp [W (T = 0) – W (T = 1)]: az egyén számára a nem tanári és tanári munkakörben elérhető várható kereset különbsége. A z értékek zárójelben.

Referenciakategória: nő; 1. diplomája egyetemi; diplomájának szakiránya: bölcsész; nem szerzett 2. diplomát; munkaszereződése nem állandó, határozatlan idejű, nem Budapesten dolgozik; 1999-ben végzett; az apa nem tanárként dolgozott a kérdezett 14 éves korában; az anya nem tanárként dolgozott a kérdezett 14 éves korában.

* Szignifikáns 1 százalékos szinten. ** Szignifikáns 5 százalékos szinten.

Úgy tűnik tehát, hogy azok közül, akik a végzést követően tanárként helyezkedtek el, nagyobb valószínűséggel maradtak a pályán azok, akik rosszabb képességűek, kevésbé szelektív intézményben, karon, szakon szerezték a diplomájukat, és/vagy, azok, akik kevésbé jó képességűek nagyobb valószínűséggel keresnek tanári állást az első és második megfigyelés között, ha korábban más foglalkozásban kezdtek dolgozni.

A becslési eredmények megerősítik, hogy valóban fontos szerepe van a tanárként/nem tanárként elérhető keresetek különbségének a tanári pályán maradásban. Minél nagyobb a bérkülönbség egy-egy egyén nem tanárként és tanárként elérhető keresete között, annál nagyobb valószínűséggel nem lesz pedagógus státuszban a második megfigyeléskor a fiatal diplomás. A marginális hatás azt mutatja, hogy 10 százalékponttal nagyobb kereseti különbség az egyéb pályákon elérhető és a tanári pályán elérhető keresetek között 22 százalékkal csökkenti annak valószínűségét, hogy tanári állásban dolgozik valaki a végzést követő ötödik, illetve hatodik évben.

Az eredmények arra is felhívják a figyelmet, hogy meghatározó szerepet játszik az is, hogy a végzést követően tanárként helyezkedett-e el az egyén? Az első megfigyeléskori tanári állás valószínűségét leíró változó hatása azt mutatja, hogy azokat, akik a végzést követően tanári állásban helyezkedtek el, nagyobb valószínűséggel találjuk pedagógus állásban a második megfigyeléskor, mint azokat, akik először nem pedagógus állást kerestek. A valószínűségekben mutatkozó különbség 53 százalékpontnyinál is nagyobb, még akkor is, ha az alternatív kereseti lehetőségek hatását kiszűrjük.

Végül a többi változó hatásáról a következőket érdemes megemlíteni. A második megfigyeléskor – az összes többi változó rögzítése mellett – nincs különbség a férfiak és nők között annak valószínűségében, hogy tanárként dolgozik-e valaki. Az 1998-ban végzetteket kisebb valószínűséggel találjuk pedagógus állásban a második megfigyeléskor. A diploma szakcsoportja a második megfigyeléskor is szerepet játszik annak valószínűségében, hogy

tanárként dolgozik-e az egyén. A marginális hatások összevetése az első megfigyeléskori tanári állás valószínűségét becslő modell eredményeivel azt mutatják, hogy a második megfigyeléskor az első megfigyeléskorinál is kisebb valószínűséggel találjuk tanári állásban a műszaki, informatikai, jogi, közgazdasági és egyéb szakcsoportokban végzeteket. Míg az első megfigyeléskor a többi szakcsoport esetében nem találtunk szignifikáns különbséget a tanári pálya választásának valószínűségében, addig a második megfigyeléskor azt látjuk, hogy tanító-, óvodapedagógus, vagy természettudományi szakcsoportban végzettek már kisebb valószínűséggel dolgoznak tanárként, az idegen nyelvi diplomával rendelkezők pedig nagyobb valószínűséggel dolgoznak tanárként, mint a referenciacsoportnak választott bölcsész diplomások.

Az eredmények tehát azt mutatják, hogy a végzést követő ötödik, illetve hatodik évben is a rosszabb képességűeket találjuk nagyobb valószínűséggel tanári pályán, és, hogy az első és második megfigyelés között a jobb képességűek hagyták el a pályát. Az alternatív kereseti lehetőségek meghatározó jelentőségűek a tanári pálya választásában. Azokat találjuk tanári állásban, akiknek kisebb a nem tanárként és tanárként elérhető keresetük között a különbség. Az eredmények tehát igazolták azokat a várakozásokat, hogy a relatív kereseteknek hatása lehet a tanári pályát választók összetételének alakulására. Az elemzés csak két kohorsz foglalkozásválasztási döntését vizsgálta, de valószínűsíthető, hogy ezek a hatások érvényesültek a többi kohorsz esetében is.

Ha a tanári pályára vezető úton megfigyelhető szelekció hatásának következményeit latolgatjuk, több dolgot érdemes felidézni. Egyrészt azt, hogy a tanulmányban vizsgált második megfigyeléskori tanári státusz 2004-es megfigyelést jelent, vagyis a jelentős közalkalmazotti béremelést követő állapotot vizsgáltuk. Ennek ellenére azt találtuk, hogy a kevésbé jó képességűeket találjuk a tanári pályán, mivel a többiek alternatív munkaerő-piaci lehetőségei a béremelés ellenére még mindig jóval kedvezőbbek voltak. A vizsgált

kohorszokból a végzést követően, tehát a közalkalmazotti béremelés előtt, azok kerestek tanári állást, akik rosszabb képességűek és alternatív munkaerő-piaci lehetőségeik rosszabbak voltak, mint azoknak, akik nem tanárként helyezkedtek el. Ez azt jelenti, hogy a béremelés a rosszabb képességűek számára még kedvezőbbé tette a tanári pálya választását, de a jobb képességűek számára nem tette elég vonzóvá azt. Úgy tűnik, hogy egységes béremeléssel viszonylag szerény eredmények érhetők el a jobb képességűek tanárként való elhelyezkedésének ösztönzésében. Ezt a kérdést vizsgáljuk a következő alfejezetben.

4.2. A közalkalmazotti béremelés hatása a tanárok pályaelhagyási döntésére

Az előző alfejezetben a pályakezdő tanárok pályaelhagyását, pályára lépését vizsgáltuk. A tanárok összetételét nem csak az befolyásolja, hogy a pályakezdők közül kik lépnek tanári pályára, és hagyják el a pályát néhány éven belül, hanem az is, hogy később kik hagyják el a tanári pályát. Fontos szakpolitikai kérdés, hogy a keresetek mennyiben befolyásolják e döntéseket, hogy béremeléssel csökkenthető-e és mely tanári csoportok esetében a pályaelhagyás, hogy miként hat egy *általános* béremelés ezekre a döntésekre. Mivel a tanárok a közfoglalkoztatottak jelentős hányadát teszik ki, a folyó közoktatási ráfordításoknak pedig csaknem 80 százalékát a bérköltségek adják, ezért a kérdés költségvetési szempontból is figyelmet érdemel. Ebben az alfejezetben azt a kérdést vizsgáljuk, hogy miként hatnak a tanári keresetek a pedagógusok összetételére az életpálya egésze alatt, és hogy miként befolyásolta a 2002. évi közalkalmazotti béremelés a tanárok különböző csoportjainak pályaelhagyási döntését.

Az elemzés egy nagymintás adatállományra támaszkodva azt vizsgálja, hogy milyen tényezők befolyásolják a tanárok pályaelhagyási döntését Magyarországon, hogy számítanak-e a keresetek ezekben a döntésekben, hogy megfigyelhetők-e különbségek a tanárok életkori

csoportjai között, valamint azt a kérdést, hogy, hogy hatott-e a 2002. évi közalkalmazotti béremelés a tanárok pályaelhagyására, a hatás különbözött-e tanári csoportonként.

4.2.1. Adatok

Az elemzést egy rendkívül nagy elemszámú mintán lehetett elvégezni. A kiinduló adatbázis az Országos Egészségbiztosítási Pénztár, az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság, a Foglalkoztatási Hivatal és a Magyar Államkincstár összekapcsolt és tisztított adminisztratív adatbázisa volt. A kiinduló adatbázis mintája a megfigyelt időszak kezdetén, 2002. januárjában a 15-74 éves népesség 50 százaléka. Az adatbázisból 8 évre vonatkozóan, 2002 januárja és 2008 decembere között, havi bontásban követhető volt a megfigyelt személyek munkaerő-piaci státuszának, foglalkozásának alakulása és jövedelme, emellett ismerjük az egyének néhány demográfiai jellemzőjét, nemét, életkorát, tartózkodási helyének régióját, az egyének ellátásra és jogviszonyra vonatkozó információkat, a foglalkozások FEOR kódját és az ezekhez kapcsolható jövedelmet.

A tanári adatbázis kialakításához az OEP-ONYF-FH-MÁK adatbázisból a FEOR kódok alapján leválogattuk azon személyek adatait, akik a megfigyelés ideje alatt, vagyis 2002 januárja és 2008 decembere között legalább egy hónapig tanárként dolgoztak. Nem minden pedagógusként foglalkoztatott személy került be a mintába, hanem csak azok, akik közvetlen tanítást végző pedagógusi munkakörökben dolgoztak, vagyis középiskolai tanár, oktató, középfokú oktatási intézmény szakoktató, egyéb középfokú tanintézeti oktató, általános iskolai tanár, tanító, egyéb alacsony fokú tanintézeti oktató munkakörökben. A mintából a következő lépésben kihagytuk azoknak az adatait, akiknek a jövedelme nem volt ismert, vagy más fontos egyéni jellemzői hiányoztak és azokat, akik nem főállásban dolgoztak tanárként, ezzel a minta állománya 7 százalékkal csökkent. Végül, 57 546 személy került be a végső mintába, ez a 2002-2008 között tanítást végző összes pedagógusok állományának 51-52 százaléka. Az elemzés adatbázisában a megfigyelési egység egy ember egy havi státusza. Így

azokra az egyénekre, akik 2002 januárja és 2008 decembere között mindvégig bent voltak a mintában 84 hónapig tudtuk megfigyelni az eseményeket.

Az adatbázisból tehát ismerjük az egyének jövedelmét valamennyi megfigyelt hónapban, tehát azokban a hónapokban is, amikor nem tanárként dolgoztak és mindenkor részletes munkaerő-piaci státuszukat és néhány háttérváltozót.

4.2.2. Módszerek

A tanári pályaelhagyás meghatározóit, és a 2002. évi közalkalmazotti béremelés hatását a tanárok pályaelhagyási döntésére eseménytörténeti elemzés (*time to event analysis*) segítségével vizsgáltam. Az eseménytörténeti elemzés az események előfordulásának és időzítésének vizsgálatára használt módszerek összefoglaló elnevezése. Az esemény az egyik állapotból a másikba történő átmenetként határozható meg, esetünkben a tanárként dolgozók pályaelhagyásaként, amelynek ismerjük az az időpontját. Először két kimenetelt megkülönböztetve (tanárként dolgozik/nem dolgozik tanárként) *Cox proporcionális hazard függvényeket* becsültem. A modellek annak a feltételes valószínűségét írják le, hogy valaki elhagyja a tanári pályát, feltéve, hogy a vizsgált hónapot megelőzően még tanárként dolgozott.

A Cox modellben a hazard a következőképpen adódik:

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(X_i \beta) \quad (4.5.)$$

ahol h_0 a referencia hazard (*base hazard*) t az idő, X az egyén jellemzőit írja le.

A Cox modellben a referencia hazard nem parametrizált, a modellnek a túlélési idő eloszlásával kapcsolatban nincsenek előfeltételei, a hazard a független változók értékével arányosan nő és nem függ az időtől, de időfüggő független változókat is be tud vonni az

elemzésbe. A Cox modell kezeli a cenzorált adatokat. Tehát egyrészt azt, hogy azokról, akik az első megfigyeléskor tanári státuszban vannak, nem tudjuk, hogy mióta dolgoznak tanárként. Másrészt azt a problémát, hogy, ha a követés ideje alatt a megfigyelt személyek esetében nem következik be a vizsgált esemény (vagyis, ha a megfigyelési időszak végén 2008. decemberében az egyén még tanárként dolgozott), akkor nem lehet pontosan megmondani, hogy mennyi az eseménymentes túlélés ideje, csak annyit lehet állítani, hogy több mint a vizsgálatbeli követési ideje. A tanári pályáról történő kiáramlás dinamikájának vizsgálatára Kaplan-Meier túlélési függvényeket használtam. A Kaplan-Meier túlélési függvény a következőképpen adódik:

$$\hat{S}_t = \prod_{t_i \leq t} \left[1 - \frac{d_i}{n_i} \right], \quad (4.6)$$

Ahol t_i az i . időpontig a túlélés, d_i a pályaelhagyási esetek száma az i . időpontig, n_i a kockázatnak kitett egyének száma közvetlenül az t_i időpont előtt.

A tanári pályát elhagyók egy jelentős része nem helyezkedik el másik állásban, hanem önként, vagy nem önként nem foglalkoztatott státuszba kerül: inaktív lesz, gyesre, gyedre megy, nyugdíjba vonul, vagy munkanélküli lesz stb.. Mivel e döntések és a más pályán való elhelyezkedés meghatározói különbözhetnek, ezért a tanárok pályaelhagyását úgy is elemeztem, hogy megkülönböztettem azokat, akik nem tanárként dolgoznak (*NT*), és azokat, akik nem foglalkoztatotti státuszba, inaktív, vagy munkanélküli státuszba kerülnek (*NF*) a tanári pálya elhagyása után. Ehhez *versengő kockázati modelleket (competing risk model)* használtam (*Fine és Gray, 1999*).

A versengő kockázati modellekben az egyén több egymást kölcsönösen kizáró kockázatnak van kitéve, és ezek egyikének bekövetkezése megakadályozza a többi bekövetkeztét, amint az egyik versengő kockázati esemény bekövetkezett, a többi már nem

történhet meg, esetünkben vagy nem tanári állásba megy, vagy valamilyen inaktív, vagy munkanélküli státuszba kerül az egyén.

A versengő kockázati modellek az egyes versengő kimenetekre ok-specifikus hazardokat számolnak. Az ok-specifikus hazard $h_k(t)$ annak a pillanatnyi kockázata, hogy valaki k okból elhagyja a tanári állását, feltéve, ha még a tanári pályán van t hónapban.

$$h_k(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \delta, \text{esemény} = k | T \geq t)}{\delta}, \quad (4.7)$$

Ahol T a tanári pálya bármely okból bekövetkező elhagyásáig eltelt idő.

A teljes hazard az ok-specifikus hazardok összege:

$$h(t) = \sum_{k=1}^K h_k(t), \quad (4.8)$$

Ahol K a versengő események száma.

Az elemzésben a *Fine és Gray* modellt használtam. A *Fine és Gray* modell ok-specifikus hazardok helyett szub-hazardokat (*subdistribution hazard*) definiál. Az ok-specifikus hazard és a szubhazard között a kockázati csoport (*risk set*) kezelésében van különbség. A szub-hazard a következő:

$$h_{k\bar{k}}(t) = \lim_{\delta \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \delta, \text{esemény} = k | T \geq t) \text{ vagy } (T \leq t \ \& \ K \neq k)}{\delta}. \quad (4.9)$$

A Fine és Gray modell Cox típusú proporcionális hazard modell:

$$h(t|X)_{\text{sub}} = h_0(t)_{\text{sub}} \exp(\beta_{\text{sub}}^T X), \quad (4.10.)$$

Ahol, $h_0(t)_{sub}$ a referencia szubhazard, β_{sub} pedig a kovariáns hatások vektora (log szubhazard ráták). A modell lehetővé teszi az egyén megfigyelt jellemzői hatásának vizsgálatát a szub-hazardokra.

A közalkalmazotti béremelési hatását két módon vizsgáltam. Egyrészt olyan modellek segítségével, melyekben a magyarázó változók között olyan kétértékű változókat is szerepeltettem, melyek azt mutatják, hogy az adott hónap melyik naptári évben volt, a 2002. évet referenciakategóriának tekintve. Másrészt, mivel a Cox modell lehetőséget ad arra, hogy az adatokat epizódokra bontsuk, és megvizsgáljuk, hogy az egyes epizódokban különbözik-e a magyarázó változók hatása, ezzel a módszerrel is vizsgáltam a béremelés hatását. Mivel a közalkalmazotti béremelés 2002. szeptemberében lépett életbe, a megfigyelt 0-8. hónapok adatai a béremelés előtti helyzetet írják le, ezért a megfigyeléseket két epizódra bontottam, és megvizsgáltam, hogy különbözött-e 2002 szeptembere előtt és után egyes jellemzők hatása a tanári pálya elhagyásának valószínűségére.

A kereseteknek és egyéb jellemzőknek más-más hatása lehet az életpálya különböző szakaszain a pályaelhagyási döntésekre, ezért a teljes mintát korcsoportok szerint öt almintára is felbontottam. Az egyes almintákba az adott hónapokban a megfelelő korcsoportokhoz tartozók kerültek. Az öt korcsoport a következő volt: a 30 évesnél fiatalabb, vagyis a pályakezdő tanárok, a 31-40, 41-50, 51-60 és 61 évesnél idősebbek. A becsléseket az almintákra külön-külön is megismételtem.

A modellek magyarázó változói között az egyén neme, a teljes mintát felhasználó becslésekben a korcsoportot jelző kétértékű változók, a tartózkodási hely régiója szerepelt. A régiós hatások többféle hatást tükrözhetnek, a helyi munkaerő-piaci lehetőségek különbségét, de a munkahelyi környezet, az iskolák közötti különbségek hatását is, például a tanulók összetételének különbségének hatását, vagy egyéb hatásokat. További magyarázó változó

volt a modellekben, hogy az egyén alapfokú, vagy középfokú oktatásban dolgozott-e tanárként?

A keresetek hatását több változóval vizsgáltam, többféle specifikációban. Az első specifikációban az egyének saját jövedelmének 2002 januári reálértéken vett értékének logaritmusát használtam (ennek kiszámításához a havi fogyasztói árindexet vettem alapul). A következő specifikáció nem a keresetek szintjét tartalmazza, hanem a tanári pályán kívüli kereseti lehetőségek hatásának vizsgálatára minden egyénnek minden megfigyeléséhez kiszámítottam a relatív keresetét, vagyis az adott régióban, adott végzettségi szinten az azonos neműek és életkorúak átlagos keresetének arányában a keresetét és ezt a változót használtam a hatás mérésére. Az átlagos kereseti adatokat az NFSZ Bértarifa-felvétel adatainak megfelelő évi hullámaiból nyertem. Végül, mivel a tanári pályaelhagyást nem csak a tanári pályán kívüli lehetőségek befolyásolhatják, hanem az is, hogy a tanárként dolgozó egyén a többi pedagógushoz képest mennyit keres az elemzést úgy is megismételtam, hogy minden egyénnek az adott régióban, adott végzettségi szinten az azonos nemű és életkorú átlagos tanári kereseteknek arányában mért relatív jövedelme szerepelt a modellekben. Bár a tanári kereseteket alapvetően meghatározza a közalkalmazotti bérskála, a tanári keresetekben mégis jelentős különbségek lehetnek, hiszen a bértábla csak a minimálisan kötelező bért írja elő. Az iskolafenntartók pénzügyi helyzete különbözött, ezért különböző mértékben tudták kiegészíteni a bérskálában kötelezően előírt bért. A tanárok keresete ezen túl attól is függ, hogy mennyi túlórárt, helyettesítést, vagy egyéb feladatot tudnak/akarnak vállalni. Az egyének, amikor a tanári pályát választják valamilyen várakozással élhetnek összes keresetüket tekintve az átlagos pedagógus jövedelmekhez képest. Később realizálhatják, hogy e várakozások mennyiben teljesültek és ennek megfelelően alakíthatják további pályájukat. A relatív keresetek kiszámításához szükség volt az iskolai végzettség változóra. Az iskolai végzettségét csak azoknak az egyéneknek ismerjük közvetlenül az adatokból, akik valamelyik

megfigyeléskor munkanélküli státuszban voltak. A többiekhez hozzárendeltem az iskolai végzettség változót abból kiindulva, hogy mindenkinek ismerjük, hogy pontosan milyen tanári munkakörben dolgozott azokban az időszakokban, amikor tanári státusza volt. Mivel a pedagógus munkakörök betöltéséhez törvény által meghatározott a minimális végzettség (pl. a tanítók, általános iskolai tanárok esetében a minimum főiskolai, a középiskolai tanároknál az egyetemi végzettség), ezért úgy jártam el, hogy azokhoz, akiknek vagy nem volt ismert a végzettsége, vagy ismert volt, de a későbbi megfigyelésekkor olyan tanári munkakörbe kerültek, ahol magasabb végzettség az előírás, az előírt minimális végzettséget rendeltem. Mivel lehetnek olyanok a mintában, akik nem az előírt végzettséggel dolgoznak az adott munkakörben, például egyetemi végzettséggel általános iskolai tanárok, ezért a változó torzítást tartalmaz.

A kereseti változók mellett, a munkaerő-piaci lehetőségek hatásának vizsgálatára az egyén tartózkodási régiója szerinti havi bontású munkanélküliségi ráta szerepelt még a magyarázó változóként a modellekben. Végül, valamennyi modellben szerepelt egy kétértékű változó mely a vizsgált hónapok közül a szeptembereket jelölte meg. Mivel szeptemberben kezdődik a tanév és előtte nyári szünet van az iskolákban, ezért érdemes lehet a pályaelhagyási döntést inkább szeptemberre időzíteni, mert így a hosszabb nyári szünet előnyeit még élvezheti az egyén. (A modellben használt változók leíró statisztikáit a *Függelék F8. táblázata* mutatja be.)

4.2.3.A keresetek hatása a pályaelhagyási döntésekre

Az 15. táblázat a tanári pályán maradók és a pályaelhagyók pályaelhagyás utáni átlagos havi reáljövedelmét mutatja 2002. januári értéken a pályaelhagyást követő első hónapban. Az összes pályaelhagyó átlagos havi jövedelme alacsonyabb a pályaelhagyás után, mint a pályán maradóké, de azok a volt tanárok, akik, aktívak maradnak, és más foglalkozásban

helyezkednek, el átlagosan többet keresnek. Korcsoportonként vizsgálva a különbségeket azt látjuk, hogy a pályakezdő, 30 évesnél fiatalabb és a 31-40 éves pályaelhagyó, máshol dolgozó volt tanárok többet keresnek, mint azok, akik tanárok maradnak. A kereseti különbség nem nagyon magas, 6-7 százaléknyi. Az idősebb pályaelhagyók esetében már nem mutatkozik átlagosan kereseti hozam a pályaelhagyás nyomán. A 40-50 év közötti pályaelhagyó tanárok és a pályán maradók keresete között átlagosan nincs különbség, az 50 évnél idősebb, máshol elhelyezkedő tanárok pedig kevesebbet keresnek, mint akik nem hagyják el a pályát.

15. táblázat

Havi reáljövedelem pályaelhagyás szerint (forint, 2002. januári értéken)

	Teljes minta	–30 éves	31–40 éves	41–50 éves	51–60 éves	61– éves
Tanári pályán marad	149 818	106 531	130 229	169 783	192 820	159 807
Pályaelhagyó (pályaelhagyás után)	123 480	84 294	104 286	151 043	172 909	107 529
Pályaelhagyó, dolgozik nem tanárként (pályaelhagyás után)	152 031	113 220	138 516	170 804	181 320	104 384
Gyesen, gyeden van	47 348	47 030	46 858	37 013	–	–
Egyéb inaktív	48 977	49 931	46 900	39 003	39 4712	43 890

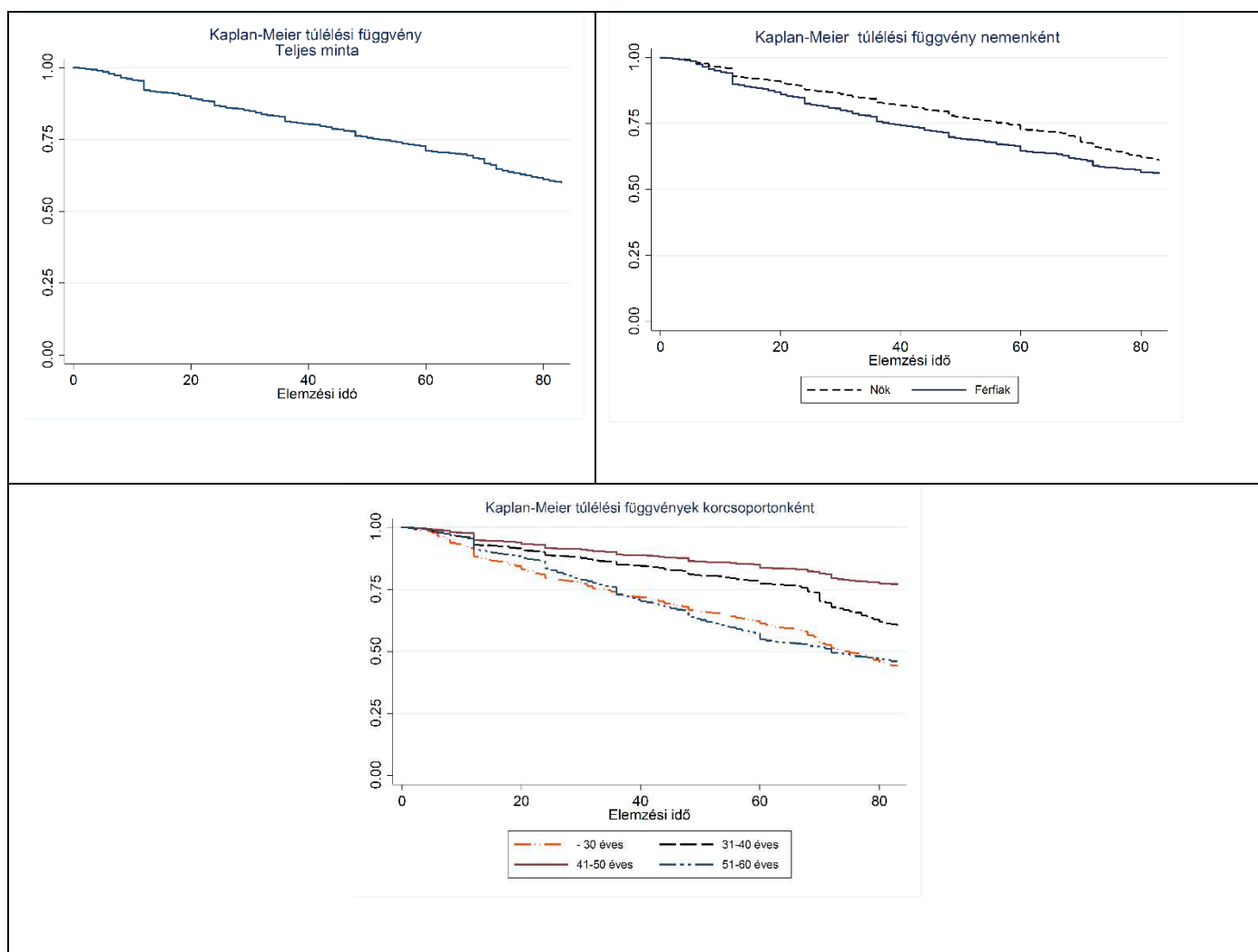
A 15. ábra a (Kaplan-Meier) empirikus túlélési függvényeket ábrázolja nemenként, és korcsoportonként¹⁷. A görbék azt mutatják be, hogy egy-egy hónapban a kiindulásként tanárként dolgozók mekkora hányada dolgozik még tanárként. Az együttes görbe azt mutatja, hogy elég egyenletes volt 2002 és 2008 között pályaelhagyás. A férfiak és nők görbéi 2002. január és 2002. szeptember között együtt haladtak, majd a férfiak kiáramlása felgyorsult a nőkhöz képest az időszak végéig. Korcsoportonként jelentős különbségeket látunk 2002 szeptembere után. A 30 évnél fiatalabb, pályakezdő tanároknak és az 51-60 éves tanároknak csak fele marad tanár 2008 decemberéig. A legnagyobb túlélést a 41-51 éves tanárok között figyelhetjük meg. 2008 januárjáig alig valamivel volt nagyobb a kiáramlás a 31-40 éves

¹⁷ A függvény a cenzorált eseteket nem tekinti kilépőknek.

tanárok, mint az idősebbek között, ezt követően viszont felgyorsult körülményben a kiáramlás. A legkisebb túlélést a legfiatalabb tanárok között látjuk az időszak végén.

15. ábra

**Empirikus (Kaplan-Meier) túlélési függvények (tanári állásban marad)
nemenként és korcsoportok szerint**



A tanári pálya elhagyását két kimenettel (elhagyja a pályát/tanár marad) leíró modellek eredményeit a 16. táblázat foglalja össze. A táblázat az 1. specifikáció eredményeit mutatja be, melyben a keresetek hatását az egyének keresetének logaritmásával mértem.¹⁸ A táblázat ismerteti a teljes mintán, és a korcsoportos almintákon végzett becslések eredményeit. Valamennyi táblázat kockázati arányokat (*hazard ratio*) közöl. A hazard ráta egynél nagyobb értéke mellett a pályaelhagyás valószínűsége nő az adott változó értékének változásával, az egynél kisebb érték mellett a pályaelhagyás valószínűsége csökken. A táblázatban a férfiak hazard rátája például a teljes mintában 1,148, ami azt mutatja, hogy a férfiak 14,8 százalékkal nagyobb valószínűséggel hagyják el a tanári pályát, mint a nők. A régiós munkanélküliségi ráta 1 százalékpontos növekedése a teljes mintában a pályaelhagyás valószínűségét 7,6 százalékkal csökkenti (hazard ráta=0,924).

¹⁸ A 2. specifikáció eredményeit, melyben a keresetek hatását a tanárok egyéb diplomásokhoz viszonyított relatív keresetével mértem a Függelék F9. táblázata közli.

A teljes mintában valamennyi változó együttthatója szignifikáns. A férfiak, a középfokú oktatásban dolgozók, nagyobb eséllyel hagyják el a tanári pályát. Jelentős régiók közötti különbségeket látunk. A pályaelhagyást nagyobb valószínűséggel időzítik szeptemberre a tanárok, és a 41-50 éves korcsoporthoz képest az összes többi korcsoport pályaelhagyási valószínűsége nagyobb. A pedagógus saját reáljövedelmének alakulása hatással van a pályaelhagyási döntésre. Minél kevesebbet keres a tanár, annál nagyobb valószínűséggel megy el a pályáról. Hasonló eredményeket látunk abban a specifikációban is, ahol a kereseti hatást a tanárok felsőfokú végzettségük keresetéhez mért relatív kereseti helyzetével mértem (*Függelék F9. táblázat*), illetve abban a specifikációban, melyben a tanárok egyéb pedagógusokhoz mért keresete szerepelt.¹⁹ A teljes mintában azt látjuk, hogy minél kisebb a pedagógus relatív keresete a felsőfokú végzettségűekhez képest, annál nagyobb valószínűséggel lesz pályaelhagyó a tanár. Az eredmények ugyanakkor korcsoportonként különböznek. A pályakezdő, a 31-40 éves és 41-50 éves tanárok nagyobb valószínűséggel hagyják el a pályát, ha kisebbek az egyéb diplomásokhoz mért relatív kereseteik, de a hatás jóval erősebb a fiatal tanárok, 40 év alattiak esetében. Az 50 év feletti tanárok pályaelhagyási valószínűségét viszont növeli a magasabb relatív jövedelem.

¹⁹ Az utóbbi becslési eredményeket itt nem közlöm, de kívánságra be tudom mutatni.

16. táblázat

Kétkimenetes hazard model becslések - Elhagyja-e a tanári pályát igen/nem**1. specifikáció**

Cox regresszió

Változó	<i>Teljes minta</i>	<i>-30 éves</i>	<i>31-40 éves</i>	<i>41-50 éves</i>	<i>51-60 éves</i>	<i>61- éves</i>
	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta
Nem	1,148* (0,0202)	1,248* (0,0500)	1,013 (0,0334)	1,365* (0,0535)	0,918** (0,0268)	1,426* (0,1318)
Középfokon tanít	1,048** (0,0163)	0,930 (0,0324)	1,123* (0,0296)	1,111** (0,0400)	0,978 (0,0260)	0,891 (0,0822)
Budapest	0,491* (0,0536)	0,277* (0,0699)	67,630* (11,6583)	6,039* (1,3342)	0,031* (0,0055)	0,297 (0,1745)
Észak-Magyarország	1,265* (0,0647)	2,001* (0,2490)	0,208* (0,0167)	0,519* (0,0545)	2,952* (0,2304)	0,669 (0,1904)
Észak-Alföld	1,066 (0,0416)	1,342* (0,1191)	0,321* (0,0218)	0,613* (0,0530)	1,828* (0,1137)	0,604 (0,1500)
Dél-Alföld	0,838* (0,0307)	0,744* (0,0621)	2,408* (0,1514)	1,464* (0,1189)	0,4819* (0,0301)	0,640 (0,1562)
Közép-Magyarország	0,468* (0,0458)	0,246* (0,0555)	36,814* (5,6796)	4,178* (0,8265)	0,043* (0,0069)	0,330 (0,1759)
Közép-Dunántúl	0,624* (0,0426)	0,435* (0,0671)	11,372* (1,2811)	2,457* (0,3522)	0,124* (0,0140)	0,498 (0,2009)
Nyugat-Dunántúl	0,591* (0,0462)	0,353* (0,0649)	17,467* (2,2021)	3,140* (0,5040)	0,094* (0,0120)	0,537 (0,2434)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0,924* (0,0099)	0,845* (0,0219)	1,512* (0,0246)	1,179* (0,0248)	0,7213* (0,0118)	0,991 (0,0520)
(log) reáljövedelem	0,693* (0,0042)	0,699* (0,0064)	0,676* (0,0044)	0,494* (0,0070)	0,681* (0,0112)	1,066 (0,0706)
szeptember	0,097* (0,0068)	0,271* (0,0309)	0,086* (0,0117)	0,049* (0,0085)	0,035* (0,0038)	0,210* (0,0629)
- 30 éves	2,319* (0,055)					
31-40 éves	1,595* (0,0340)					
51-60 éves	3,327* (0,068)					
61- éves	12,565* (0,843)					
Log likelihood	-213198,9	-35111,937	-64135,601	-39553,211	-62207,625	-2987,2647
Megfigyelt hónapok száma	3331158	476216	1306236	1345142	767993	12620
Megfigyelt egyének száma	56314	13184	29948	29059	18720	1079
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20300	4017	7947	4099	6984	503

A standard hibák zárójelben. *szignifikáns 1 %-os szinten

Referencia kategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41-40 éves (a teljes mintát használó modellben)

Az eredmények azt is mutatják, hogy ha a keresetek hatását a pedagógusnak a felsőfokú végzettségűekhez mért relatív keresetével mérjük, akkor nincs szignifikáns különbség a férfiak és nők között a pályaelhagyás valószínűségében. A férfiak tehát azért hagyják el nagyobb valószínűséggel a tanári pályát azonos saját jövedelem mellett, mivel az egyéb diplomás állásokban dolgozó férfiakhoz képest relatív keresetük kisebb, mint a nőké.

Korcsopontonként vizsgálva a régiós munkanélküliségi ráta növekedése csak a pályakezdő és 51-60 éves tanárok pályaelhagyásának valószínűségét csökkenti, a 31-40 éves és 51-60 éves tanárok pályaelhagyási valószínűsége viszont növekszik a 41-50 éves tanárokhoz képest minél nagyobb a régiós munkanélküliségi ráta.

A tanári pályát elhagyók egy része nem foglalkoztatott státuszba kerül, másik részük viszont egyéb pályákon kezd dolgozni. A kétféle döntést másként befolyásolhatja a tanárok kereseti helyzete és egyéb jellemzői. Ezt vizsgáljuk a következőkben. A 17. táblázat közli a versengő kockázati becslések eredményeit, a szub-hazard rátákat.

17. táblázat

Versengő kockázati hazard becslések 1. specifikáció

Kockázatok: nem tanárként dolgozik; inaktív státuszba kerül (gyes, gyeddel együtt) vagy munkanélküli lesz

	Teljes minta		-30 éves		31-40 éves		41-50 éves		51-60 éves	
	<i>Máshol dolgozik</i>	<i>Inaktív, munkanélküli</i>	<i>Máshol dolgozik</i>	<i>Inaktív, munkanélküli</i>	<i>Máshol dolgozik</i>	<i>Inaktív, munkanélküli</i>	<i>Máshol dolgozik</i>	<i>Inaktív, munkanélküli</i>	<i>Máshol dolgozik</i>	<i>Inaktív, munkanélküli</i>
	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta
Nem	1,473* (0,0322)	0,777* (0,0171)	1,529* (0,0653)	0,735* (0,0426)	2,050* (0,0853)	0,413* (0,0229)	1,707* (0,0788)	0,842 (0,0679)	1,246* (0,0608)	0,760* (0,0273)
Középfokon tanít	1,063** (0,0215)	0,954 (0,0181)	0,991 (0,0393)	0,817* (0,0376)	1,101 (0,0423)	1,067 (0,0384)	1,203* (0,0522)	0,884 (0,0574)	1,166* (0,0534)	0,873* (0,0274)
Budapest	3,506* (0,4215)	4,617* (0,6006)	0,820 (0,2013)	3,230* (0,8304)	2,070** (0,5018)	56,793* (13,9092)	1,467 (0,3968)	67,627* (24,196)	1,879** (0,5146)	0,091* (0,0166)
Észak-Magyarország	0,701* (0,0423)	0,539* (0,0317)	1,534** (0,1955)	0,514* (0,0657)	0,815 (0,0940)	0,094* (0,0095)	0,977 (0,1254)	0,0193* (0,0323)	1,013 (0,1310)	1,779* (0,1478)
Észak-Alföld	0,713* (0,0345)	0,707* (0,0331)	1,168 (0,1142)	0,642* (0,0646)	0,706* (0,0663)	0,193* (0,017)	0,814 (0,0836)	0,391* (0,0577)	0,859 (0,0937)	1,490* (0,0987)
Dél-Alföld	1,176** (0,0554)	1,498* (0,0659)	0,855 (0,0817)	1,319** (0,1278)	1,024 (0,0928)	4,146* (0,3354)	0,991 (0,0991)	2,847* (0,3851)	1,111 (0,1236)	0,623* (0,0419)
Közép-Magyarország	2,598* (0,2809)	3,540* (0,4085)	0,690 (0,1525)	2,325* (0,5430)	1,569 (0,3411)	261,054* (54,0444)	1,322 (0,3206)	32,3140* (10,546)	1,639 (0,4057)	0,115* (0,0190)
Közép-Dunántúl	1,942* (0,1494)	2,435* (0,1991)	0,833 (0,1290)	1,834* (0,3029)	1,372 (0,2131)	43,048* (6,6350)	1,123 (0,1945)	10,282* (2,4114)	1,563 (0,2813)	0,230* (0,0272)
Nyugat-Dunántúl	2,207* (0,1958)	3,081* (0,2849)	0,745 (0,1365)	2,206* (0,4225)	1,350 (0,2399)	85,332* (14,1472)	1,182 (0,2300)	17,573* (4,6487)	1,6642** (0,3321)	0,1929* (0,02546)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	1,121* (0,0131)	1,16* (0,0145)	0,941 (0,0231)	1,137* (0,0281)	1,064* (0,0246)	1,868* (0,0406)	1,029 (0,0267)	1,482* (0,0495)	1,046 (0,0264)	0,807* (0,0135)
(log) reáljövedelem	0,982 (0,0185)	0,665* (0,0104)	0,745* (0,0144)	0,678* (0,0149)	0,836* (0,0191)	0,662* (0,0187)	0,583* (0,0277)	0,449* (0,0343)	0,771* (0,0311)	0,756* (0,0246)
szeptember	0,326* (0,0310)	0,384* (0,0286)	0,446* (0,0544)	0,476* (0,0686)	0,1860* (0,0355)	0,770* (0,1436)	0,165* (0,0458)	0,372 (0,1073)	0,560 (0,1310)	0,237* (0,04213)

17. táblázat folytatás

-30 éves	2,00*	3,192*
	(0,0565)	(0,1066)
31-40 éves	1,180*	2,362*
	(0,0316)	(0,0710)
51-60 éves	1,335*	6,653*
	(0,0368)	(0,1834)
60-éves	2,256*	16,633*
	(0,2151)	(1,4721)

A standard hibák zárójelben.

*szignifikáns 1 %-os szinten

Referencia kategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41-40 éves (a teljes mintát használó modellben)

A férfiak a teljes mintában is és a korcsoportos becslési eredmények szerint is nagyobb valószínűséggel kerülnek más állásba és kisebb valószínűséggel inaktív státuszba, mint a nők. A teljes mintát felhasználó becslések eredményéből látjuk, hogy a 41-50 éves pedagógusok maradnak legstabilabban a pályán, az összes többi korcsoporthoz tartozó tanárok nagyobb valószínűséggel kerülnek más állásba, vagy inaktív státuszba. A kereseti változók hatásáról a következőket látjuk: az alacsony saját jövedelem minden korcsoportban növeli annak valószínűségét, hogy más állást keres a tanár és annak valószínűségét is, hogy nem foglalkoztatotti státuszba kerül. Az eddigi eredmények tehát azt mutatják, hogy a tanári pályaelhagyás, az egyéb pályára lépés és a nem foglalkoztatotti státuszba kerülés valószínűségét is növeli az alacsony jövedelem (vagy a felsőfokú végzettségükhöz mért alacsonyabb relatív kereset).

4.2.4. A közalkalmazotti béremelés hatása a pályaelhagyási döntésekre

2002 szeptemberében a közalkalmazottak alapbérét egységesen 50 százalékkal emelték, ez a tanárok esetében azt jelentette, hogy átlagosan 20,5 százalékkal növekedett reálkeresetük. A rákövetkező években viszont a tanári keresetek növekedése lelassult, vagy megállt, és ahogy az *13. ábrán* bemutattuk, a tanárok relatív kereseti helyzete ismét romlani kezdett. A következőkben azt a kérdést vizsgálom, hogy hogyan hatott a tanárok pályaelhagyására a 2002. évi közalkalmazotti béremelés, hogy megfigyelhetők-e különbségek a tanári pályaelhagyás béremelés előtti és utáni valószínűségének változásában a tanárok egyes csoportjai között. A *18. táblázatban* annak a modellnek a becslési eredményeit foglaltam össze, mely azt vizsgálta, hogy az egyes korcsoportokhoz tartozók, a középfokú oktatásban tanítók és a férfiak pályaelhagyási valószínűsége különbözött-e a béremelés előtt és után. Ehhez a két kimenetes Cox modellben két epizódra bontottam az adatokat, az első nyolc hónap a béremelés előtti helyzetet, a további hónapok a béremelés utáni helyzetet írják le.

18. táblázat

**Kétkimenetes hazard model becslés –
Elhagyja-e a tanári pályát igen/nem epizódokra bontva**

	Hazard ráta
Alapmodell	
Nem (férfi)	1,142* (0,0204)
Középfokon tanít	1,043*** (0,016)
Budapest	0,498* (0,0595)
Észak-Magyarország	1,257* (0,0676)
Észak-Alföld	1,06 (0,0425)
Dél-Alföld	0,841* (0,0313)
Közép-Magyarország	0,475* (0,0508)
Közép-Dunántúl	0,6298* (0,0461)
Nyugat-Dunántúl	0,597* (0,0502)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0,926* (0,0109)
(log) reáljövedelem	0,6930* (0,0109)
Szeptember	0,096* (0,0080)
-30 éves	2,282* (0,0599)
31-40 éves	1,599* (0,0355)
51-60 éves	3,373* (0,0665)
61- éves	12,438* (0,8046)
<i>tvc interakcióban _t<9 -vel</i>	
Nem	1,219** (0,1214)
Középfokon tanít	1,219** (0,1107)
-30 éves	1,255* (0,1452)
31-40 éves	0,924 (0,1138)
51-60 éves	0,433* (0,0658)
Megfigyelt hónapok száma	3331158
Megfigyelt egyének száma	56314
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20300

Referencia kategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41-40 éves (a teljes mintát használó modellben). A standard hibák zárójelben.*szignifikáns 1 %-os szinten ** szignifikáns 5 %-os szinten *** szignifikáns 10 %-os szinten.

Az eredményekből azt látjuk, hogy a férfiak pályaelhagyási valószínűsége 21,9 százalékkal nagyobb volt a béremelést követő időszakban, mint megelőzően, hogy a középfokon tanító pedagógusok is 21,9 százalékkal nagyobb valószínűséggel hagyták el a pályát a béremelés után, mint azt megelőzően. A 31-40 évesek pályaelhagyási valószínűsége nem különbözik az első 8 és az azt követő hónapokban. A pályakezdő tanárok viszont 25,5 százalékkal nagyobb valószínűséggel kerültek ki a pályáról 2002 szeptemberét követően, mint korábban a 41-50 éves tanárokhoz képest. Az idősebb, 51-60 éves tanárok pályaelhagyási valószínűsége viszont 56 százalékkal csökkent a béremelés után.

A 2002. évi béremelés hatását úgy is megvizsgáltam, hogy a két kimenetes Cox modellekben és a versengő kockázati modellekben is olyan kétértékű változókat vontam be az elemzésbe, melyek azt jelzik, hogy az adott hónap melyik évben van (referencia kategóriaként 2002-t választva). A két kimenetes eredményeket az 19. *táblázat*, a versengő kockázati modellek eredményeit a 20. *táblázat* foglalja össze.

19. táblázat

**A közalkalmazotti béremelés hatásának vizsgálata kétkimenetes hazard model
becsléssel**

Elhagyja-e a tanári pályát igen/nem

	Teljes minta	-30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves	61- éves
	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta
Nem	1,1460* (0,0202)	1,234* (0,0495)	0,9864 (0,0324)	1,3622* (0,0535)	0,8542* (0,0249)	1,3708* (0,1312)
Középfokon tanít	1,0507* (0,0163)	0,9255 (0,0323)	1,0603* (0,0281)	1,1032 (0,0397)	0,9624 (0,0256)	0,9284 (0,0875)
Budapest	0,6579* (0,0749)	0,1492* (0,0403)	1,2341 (0,2729)	1,4665 (0,4146)	3,7473* (0,8287)	0,4666 (0,3742)
Észak-Magyarország	1,1306 (0,0598)	2,575* (0,3358)	0,9542 (0,0932)	0,8880 (0,1122)	0,5544* (0,0511)	0,5819 (0,1971)
Észak-Alföld	0,9914 (0,0396)	1,551* (0,1419)	0,8830 (0,0673)	0,8583 (0,0833)	0,5893* (0,0412)	0,5510 (0,1553)
Dél-Alföld	0,8810* (0,0327)	0,6665* (0,0568)	1,0522 (0,0720)	1,0893 (0,0966)	1,3107* (0,0901)	0,6963 (0,1862)
Közép-Magyarország	0,607* (0,0618)	0,1445* (0,03471)	1,1110 (0,2178)	1,1943 (0,3007)	2,965* (0,5850)	0,4784 (0,3458)
Közép-Dunántúl	0,7397 (0,0523)	0,3076* (0,0505)	1,0951 (0,1536)	1,075 (0,1904)	2,0444* (0,2787)	0,6462 (0,3433)
Nyugat-Dunántúl	0,7160* (0,0581)	0,2373* (0,0460)	1,1436 (0,1818)	1,1996 (0,2414)	2,3905* (0,3716)	0,7127 (0,4156)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban (log)	0,9521* (0,0106)	0,7946* (0,0220)	1,0101 (0,0216)	1,023 (0,0281)	1,1505* (0,0243)	1,0305 (0,0754)
reáljövedelem	0,6957* (0,0043)	0,6964* (0,0064)	0,6805* (0,0046)	0,5153* (0,0077)	0,7238* (0,0132)	1,0178 (0,06627)
szeptember	0 ,0809* (0,0058)	0,2947* (0,0331)	0,079* (0,0106)	0,0476* (0,0081)	0,1088* (0,0125)	0,1870* (0,0577)
2003	0,3983* (0,0262)	0,6401* (0,0514)	0,7770* (0,0491)	0,74894* (0,0057)	0,5895* (0,0407)	0,9167 (0,2341)
2004	0,3775* (0,0296)	0,8881 (0,0766)	0,8257* (0,0540)	0,7131* (0,0568)	0,2437* (0,0179)	1,18664 (0,2965)
2005	0,3365* (0,0284)	1,1338* (0,1121)	0,9913 (0,0661)	0 ,772*8 (0,0646)	0,1191* (0,0093)	1,0693 (0,2883)
2006	0,1011* (0,0092)	1,3284* (0,1350)	1,0174 (0,0643)	0,8874 (0,0688)	0,0385* (0,0031)	1,3442 (0,3507)
2007	0,26021* (0,0243)	2,1266* (0,2397)	2,808* (0,1732)	1,5112* (0,1219)	0,0361* (0,0031)	0,7190 (0,1871)
2008	0,1296* (0,0178)	1,7611* (0,2422)	4,2548* (0,2794)	1,600* (0,1464)	0,0212* (0,0021)	0,9461 (0,245)
- 30 éves	2,4010* (0,0581)					
31-40 éves	1,5993 (0,0341)					
51-60 éves	3,3039* (0,0678)					
61- éves	15,4052* 1,0363					

19. táblázat folytatás

Log likelihood	-212847,16	-35044,65	-63495,873	-39455,433	-60830,891	-2980,9001
Megfigyelt hónapok száma	3331158	476216	1167950	1345142	767993	12620
Megfigyelt egyének száma	56314	13184	29948	29059	18720	1079
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20300	4017	7947	4099	6984	503

A standard hibák zárójelben.

*szignifikáns 1 %-os szinten ** szignifikáns 5 %-os szinten *** szignifikáns 10 %-os szinten

Referencia kategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41-40 éves (a teljes mintát használó modellben)

20. táblázat

A közalkalmazotti béremelés hatásának vizsgálata versengő kockázati modellekkel

Kockázatok: nem tanárként dolgozik

Inaktív státuszba kerül (gyes, gyeddel együtt) vagy munkanélküli lesz

	-30 éves		31-40 éves		41-50 éves		51-60 éves		60-éves	
	Máshol	Inaktív, munkanélküli	Máshol	Inaktív, munkanélküli	Máshol	Inaktív, munkanélküli	Máshol	Inaktív, munkanélküli	Máshol	Inaktív, munkanélküli
	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta	Szub-hazard ráta
Nem	1,511* (0,0648)	0,700* (0,0409)	2,031* (0,0847)	0,3978* (0,0222)	1,707* (0,0789)	0,8327 (0,0673)	1,241* (0,0609)	0,7344* (0,0266)	1,281 (0,1344)	1,281 (0,1344)
Középfokon tanít	0,980 (0,0390)	0,794* (0,0375)	1,088 (0,0419)	0,964 (0,0344)	1,197* (0,0520)	0,874 (0,0565)	1,163** (0,0532)	0,843* (0,0268)	0,807 (0,0837)	0,807 (0,0837)
Budapest	0,308* (0,0908)	0,0679* (0,0217)	0,711 (0,2237)	1,061 (0,3265)	1,231 (0,4320)	1,540 (0,7336)	2,017 (0,7265)	2,916* (0,72082)	0,364 (0,2935)	0,3642 (0,2935)
Észak- Magyarország	2,303* (0,3331)	2,302* (0,3304)	1,245 (0,1776)	0,946 (0,1201)	1,045 (0,1645)	0,790 (0,1616)	0,980 (0,1539)	0,530* (0,0538)	0,374*** (0,1374)	0,374*** (0,1374)
Észak-Alföld	1,482* (0,1557)	1,596* (0,1698)	0,918 (0,0984)	0,961 (0,0982)	0,849 (0,0998)	1,00 (0,1605)	0,843 (0,1044)	0,686* (0,0530)	0,601 (0,1683)	0,601 (0,1683)
Dél-Alföld	0,702* (0,0708)	0,624* (0,0626)	0,825 (0,0808)	1,113 (0,0989)	0,9566 (0,1046)	1,272 (0,1867)	1,130 (0,1356)	1,331* (0,1029)	0,623 (0,1651)	0,623 (0,1651)
Közép- Magyarország	0,295* (0,0776)	0,079* (0,0229)	0,622 (0,1744)	1,065 (0,2892)	1,131 (0,3521)	1,127 (0,4805)	1,742 (0,5630)	2,520* (0,5582)	0,361 (0,2613)	0,361 (0,2613)
Közép- Dunántúl	0,477* (0,0874)	0,200* (0,0399)	0,742 (0,1428)	1,063 (0,2098)	1,016 (0,2188)	1,104 (0,3278)	1,627 (0,3706)	1,764* (0,2686)	0,505 (0,2713)	0,505 (0,2713)
Nyugat- Dunántúl	0,381* (0,0820)	0,172* (0,0388)	0,654 (0,1457)	1,188 (0,2591)	1,053 (0,6059)	1,307 (0,4402)	1,749 (0,4452)	2,014* (0,34762)	0,726 (0,4252)	0,726 (0,4252)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0,849* (0,0253)	0,770* (0,02391)	0,955 (0,0296)	1,001 (0,0289)	1,011 (0,0347)	1,015 (0,0458)	1,053 (0,0359)	1,131* (0,0265)	1,023 (0,0765)	1,0237 (0,0765)

20. táblázat folytatás

(log) reáljövedelem	0 ,745* (0,0143)	0,670* (0,0142)	0,847* (0,0203)	0 ,660* (0,0202)	0,597* (0,0303)	0 ,464* (0,0364)	0,773* (0,0319)	0,788* (0,0288)	1,101 (0,0945)	1,101 ,(0,0945)
szeptember	0,441* (0,0521)	0,453* (0,0585)	0,1864* (0,0354)	0,661 (0,1155)	0,168* (0,0462)	0,316* (0,0893)	0,560 (0,1277)	0,3638* (0,0692)	0 ,316** (0,1184)	0,316** (0,1184)
2003	0,777** (0,0649)	1,045 (0,1011)	0,7605** ,0677258	1,127 (0,1072)	0,561* (0,0576)	1,674* (0,2206)	0,920 (0,0828)	0,864 (0,0698)	0,947 (0,2630)	0,947 (0,2630)
2004	0,844 (0,0702)	2,355* (0,2152)	0,860 (0,0786)	1,287 (0,1275)	0,594* (0,0587)	1,769* ,(0,2316)	0,711* (0,0633)	0,682* (0,0506)	1,750 (0,4178)	1,750 (0,4178)
2005	0,891 (0,0851)	3,739* (0,3844)	1,005 (0,0908)	1,736* (0,1747)	0,591* (0,06137)	2,171* (0,3039)	0,676* (0,0653)	0,595* (0,0448)	1,440 (0,3818)	0 1,44 (0,3811)
2006	1,206 (0,1031)	3,581* (0,3682)	1,027 (0,0885)	1,884* (0,1851)	0,728** (0,0682)	2,256* ,(0,3030)	0,681* (0,0623)	0,234* (0,0179)	1,692 (0,4520)	1,692 (0,4520)
2007	1,667* (0,15709)	7,157* (0,7829)	1,518* (0,1394)	6,791* (0,6212)	0,938 (0,1001)	5,271* (0,6990)	0,937 (0,0932)	0,1825* (0,0151)	0,404 (0,112)	0 ,404 (0,1120)
2008	1,392* (0,1524)	8,258* (0,9537)	1,138 (0,1240)	10,060* (0,9113)	0,879 (0,1109)	4,532* (0,6597)	0,960 (0,1049)	0,229* (0,0194)	0,908 (0,2470)	0,908 (0,2470)

A standard hibák zárójelben.

*szignifikáns 1 %-os szinten ** szignifikáns 5 %-os szinten *** szignifikáns 10 %-os szinten

Referencia kategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41-40 éves (a teljes mintát használó modellben)

A teljes mintára vonatkozó két kimenetes becslési eredmények azt mutatják, hogy 2002 után minden évben kisebb valószínűséggel hagyták el a pályát a tanárok, mint 2002-ben. A korcsoportos eredmények szerint viszont a pályakezdő tanárok csak 2003-ban kerültek ki kisebb valószínűséggel a tanári pályáról, mint 2002-ben, 2005-től kezdődően viszont már minden évben szignifikánsan nagyobb valószínűséggel lettek pályaelhagyók. 2007-ben több mint kétszer akkora valószínűséggel, 2008-ban 76 százalékkal, nagyobb valószínűséggel kerültek ki a tanári pályáról a pályakezdő pedagógusok, mint 2002-ben. A 31-40 éves tanárok csak 2003-ban és 2004-ben kerültek ki kisebb valószínűséggel a pályáról. 2006-ban már nem látunk szignifikáns különbséget. 2007-ben és 2008-ban viszont megfordul a hatás és akkor már nagyobb valószínűséggel mennek el a pályáról a 31-40 éves tanárok. Az 51-60 éves és még idősebbek viszont 2002 után valamennyi évben jóval kisebb valószínűséggel hagyják ott a pályát. Az eredmények tehát arra utalnak, hogy a közalkalmazotti béremelés átmenetileg a pályán tartotta a fiatal tanárokat, de a hatás két év alatt eltűnt. Az idősebb tanárok pályaelhagyási valószínűségét viszont, úgy tűnik, csökkentette a béremelés.

A versengő kockázati modellekben meg tudjuk különböztetni a béremelés hatását a nem foglalkoztatott státuszba kerülés valószínűségére és a más pályán való elhelyezkedés valószínűségére. A fiatal, 30 évesnél fiatalabb pályakezdő, és a 31-40 éves tanárok 2003-ban kisebb valószínűséggel helyezkedtek el más pályán, mint 2002-ben (az eredmények csak 5 %-os szinten voltak szignifikánsak). 2004 után viszont már nem látunk különbséget a más pályára lépés valószínűségében 2002-höz képest. 2007-től pedig a fiatal tanárok már jóval nagyobb valószínűséggel mennek el más pályára, mint 2002-ben. Mindkét fiatal korcsoportban növekedett a nem foglalkoztatott státuszba kerülés valószínűsége 2004-től kezdődően a béremelés előtti helyzethez viszonyítva. A pályakezdő tanárok 2004-ben kétszer, 2008-ban pedig már több mint nyolcszor akkora valószínűséggel kerültek nem foglalkoztatott

státuszba, mint 2002-ben, a 31-40 évesek 2008-ban már tízszer akkora különbséget látunk 2002-höz viszonyítva.

Az idősebb tanárok esetében a béremelés hatása hosszabb ideig érvényesült, tovább csökkentette a más pályán történő elhelyezkedés valószínűségét, és a hatás nagyobbak is mutatkozott. A 41-50 éves és 51-60 éves tanárok is kisebb valószínűséggel mentek el más pályára 2006-ig, mint 2002-ben. A hatás a 41-50 évesek esetében volt a legerősebb, ők 40-45 százalékkal kisebb valószínűséggel helyezkedtek el máshol, mint 2002-ben. Körükben 2003-tól kezdődően növekedett a nem foglalkoztatott státuszba kerülés valószínűsége, míg az 51-60 éves tanárok jóval kisebb valószínűséggel kerültek nem foglalkoztatott státuszba a későbbi években, mint 2002-ben.

A béremelés tehát mindössze egy évig csökkentette annak valószínűségét, hogy a fiatal pedagógusok más pályán helyezkednek el, az idősebb tanárok esetében hosszabb ideig tartott a hatás. A fiatal tanárok a béremelést követő néhány évvel már nagyobb valószínűséggel mennek el a pályáról, akár más állásba, akár egyéb, nem foglalkoztatott státuszba, gyesre, gyedre, inaktív státuszba. Az idősebb, 51-60 éves tanárok viszont a béremelés hatására nem csak kevésbé helyezkedtek el egyéb pályákon, hanem kisebb valószínűséggel kerültek nem foglalkoztatott státuszba is, vagyis a béremelés ezt a csoportot tartotta a pályán.

4.2.. Hová mennek a pályaelhagyók?

Ahhoz, hogy teljes képet nyerjünk a tanárok pályaelhagyásának mozgatóiról érdemes azt is összefoglalni, hogy milyen állásokba mennek a pályaelhagyó, más állásban elhelyezkedő pedagógusok. A nemzetközi irodalom tanulságai szerint a tanári pályát elhagyók egy nagy része továbbra is az oktatási szektorban helyezkedik el nem tanári állásban, például intézményvezetőként, a pedagógiai szakszolgálatban, vagy egyéb oktatási állásban. Az adatállományban a FEOR kódok alapján azonosítani tudtuk az új állás szektorát és

foglalkozási csoportját. A 21. táblázat azt mutatja be korcsoportonként, hogy az oktatási szektorban, vagy más szektorokban helyezkednek-e a tanítást elhagyó pedagógusok, a 22. táblázat pedig a más pályákon elhelyezkedő tanárok új foglalkozás szerinti megoszlását mutatja foglalkozási csoportonként.

21. táblázat

A pályaelhagyó, egyéb állásba kerülő tanárok megoszlása az új állás szektora szerint (%)

	Teljes minta	–30 éves	31–40 éves	41–50 éves	51–60 éves
Nem oktatási állás	51,77	70,57	51,24	37,52	39,89
Oktatásban, nem tanári állás	48,23	29,43	48,76	62,48	60,11
Együtt	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

22. táblázat

A nem oktatási szektorba kerülő pályaelhagyó tanárok megoszlása az új állás foglalkozása szerint (%)

	Teljes minta	–30 éves	31–40 éves	41–50 éves	51–60 éves
Vezető foglalkozások	33,1	11,6	32,0	50,6	47,9
Felsőfokú foglalkozások	29,7	31,9	32,3	25,5	28,6
Ügyintéző, irodai jellegű foglalkozások	29,9	43,9	25,4	15,8	17,1
Szolgáltatás, pénztáros, eladó,	3,9	7,9	5,5	3,7	1,1
Egyéb fizikai foglalkozások	3,4	4,7	4,8	4,4	5,3
Együtt	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00

Látjuk, hogy Magyarországon is a tanítást abbahagyó pedagógusok jelentős része az oktatási szektorban dolgozik tovább. Az összes más pályán elhelyezkedő tanár alig több, mint a fele, 52 százaléka helyezkedik el olyan állásban, ami nem az oktatási szektorban van, de korcsoportonként jelentős különbségeket látunk. A pályakezdők között azoknak, akik elmennek a pályáról több mint 70 százaléka elhagyja az oktatási szektort is, a 31-40 éves pályaelhagyó tanárok valamivel több, mint fele helyezkedik el más szektorban, az idősebb tanárok több mint 60 százaléka viszont az oktatási szektorban marad, vagyis a valódi

pályaelhagyó jóval kisebb a körükben. A közvetlen tanítást végző munkakörökből nagyobb részt azért kerülnek ki, mert felhagynak ugyan az aktív tanítással - részben, vagy egészben-, de vezető állásba, vagy egyéb oktatási állásba kerülnek. A 41 évesnél idősebb, pályaelhagyó tanároknak csak valamivel több, mint harmada helyezkedik el az oktatási szektoron kívül.

A pályakezdő pályaelhagyó tanárok új foglalkozások szerinti megoszlása azt mutatja, hogy a pályájuk elején lévő tanárok – a magasabb kereset reményében – nem csak egyéb felsőfokú foglalkozásokban helyezkednek el, hanem egyéb foglalkozásokban is. A 30 évesnél fiatalabb pályaelhagyó tanárok 44 százaléka ügyintéző, irodai jellegű foglalkozásokba megy, és csaknem 8 százalékuk szolgáltatás, eladó, pénztáros foglalkozásba. A 30-40 éves tanárok zöme már vezető, vagy felsőfokú foglalkozásba helyezkedik el, de negyedük ügyintéző, irodai jellegű foglalkozásba. A szolgáltatási foglalkozásokban elhelyezkedők aránya ebben a korcsoport 5 százalék. A 41 évesnél idősebb, tanítást elhagyó tanárok fele vezető állásba megy, negyedük helyezkedik el egyéb felsőfokú foglalkozásban és 16-17 százalékuk dolgozik tovább ügyintézői, irodai jellegű foglalkozásokban. Az egyéb fizikai foglalkozásokban elhelyezkedők aránya valamennyi korcsoportban 5 százalék körüli.

4.2.6. Összefoglalás

Ebben a fejezetben azt vizsgáltuk, hogy milyen szerepet játszik a pedagógusok pályaelhagyási döntésében a kereset és, hogy a tanárok pályaválasztása, pályaelhagyása során megfigyelhető-e negatív minőségi szelekció? Az eredmények azt mutatják, hogy az alacsony saját jövedelem, vagy relatív jövedelem minden korcsoportban növeli annak valószínűségét, hogy más állást keres, vagy nem foglalkoztatott státuszba kerül a tanár, de a hatás a fiatal korcsoportoknál erősebb. A pályaelhagyó, fiatal tanárok többsége elhagyja az oktatási szektort és máshol helyezkedik el. A legstabilabban a 41-50 éves pedagógusok maradnak a

pályán, az összes többi korcsoporthoz tartozó tanárok nagyobb valószínűséggel kerülnek más állásba, vagy nem foglalkoztatott státuszba.

A 2002. évi közalkalmazotti béremelés hatásáról azt találtuk, hogy a közalkalmazotti béremelés átmenetileg a pályán tartotta a fiatal tanárokat, de a hatás egy-két év alatt eltűnt. A pályakezdők és 31-40 évesek pályaelhagyási valószínűsége nem különbözik a béremelés előtt és után, de az idősebb tanárok 2002 szeptemberét követően kisebb valószínűséggel kerültek ki a pályáról. Tartós béremelés, a tanárok relatív kereseti helyzetének javítása nélkül - úgy tűnik - nem lehet pályán tartani a fiatalabb pedagógusokat, és meggátolni a negatív minőségi szelekciót, mely a tanári pályaválasztás és tanári életpálya minden pontján érvényesül. A tanári pályát választók a rosszabb képességűek közül kerülnek ki, a pályát elhagyók - akár a pálya elején, akár a munkaerő-piaci életpálya későbbi pontjain pedig a jobb képességű, jobb alternatív munkaerő-piaci lehetőségekkel rendelkezők közül.

5. FEJEZET

AZ ORVOSOK PÁLYAELHAGYÁSA ÉS ELVÁNDORLÁSA

Az orvosi szakma egyike a legspecializáltabb foglalkozásoknak. A képzési idő rendkívül hosszú, - a szakorvosi végzettség megszerzéséhez legkevesebb kilenc év tanulás szükséges – és a képzés nagyon költséges. Az orvosok pályaelhagyása ezért figyelmet érdemel. Az orvoshiány egyike az egészségügy súlyos problémáinak, mely nem csak Magyarországot érinti, hanem világjelenség. Az orvosok iránti kereslet egyre inkább meghaladja a kínálatot, különböző okok következményeként: a nagy, és növekvő képzési költségek miatt, az orvosi technológia fejlődése és a növekvő specializáció nyomán (*Wismar és szerzőtársai, 2011; Európai Bizottság, 2012; Sorenson és szerzőtársai, 2013*). Ezen kívül a megnövekedett munkaterhelés is hozzájárul ahhoz, hogy az orvosok a gyógyításon kívül, kevésbé megterhelő állást keressenek, például orvos látogatói, vagy egyéb a gyógyszerforgalmazáshoz köthető állást (*Williams és szerzőtársai, 2003*). Az Európai Bizottság számításai szerint 2020-ra az EU-ban 230 000 orvos és 150 000 fogorvos, pszichoterapeuta és gyógyszerész fog hiányozni, ami azzal a következménnyel jár majd, hogy az egészségügyi szolgáltatások nagyjából 14 százaléka ellátatlan marad (*Glinos, 2015; Dussault és szerzőtársai 2009*). Az orvoshiány egyik további fontos okaként rendszerint az orvosok elvándorlását nevezik meg. Az orvosok migrációja is általános jelenség (*Buchan, 2006; Buchan és szerzőtársai, 2014*). 2000 körül az OECD országokban dolgozó orvosok 18 százaléka nem abban az országban dolgozott, ahol született (*OECD, 2010; OECD, 2015*), és a rákövetkező évtizedben az orvos-vándorlás gyorsan növekedett. A növekedés egyrészt annak volt a következménye, hogy a fejlett országokban nőtt az orvosok iránti kereslet és az orvosok kínálata közötti különbség, a népesség előregedése és az egészségügyi szolgáltatások iránti

kereslet növekedése nyomán, másrészt annak, hogy a közepesen fejlett és a fejlődő országok jó részében az orvosok elégedetlenek a fizetésükkel és munkakörülményeikkel. Az orvosok elvándorlása ugyanakkor a fejlett országokban is általános. Az OECD számításai szerint az Egyesült Államok az egyedüli nettó felvevő ország (*OECD, 2010*), mivel azok az országok is nettó kibocsájtó országok, melyek maguk is nagy számban fogadnak külföldi orvosokat, például az Egyesült Királyság, Németország, vagy Írország (*Bidwell és szerzőtársai, 2013; Ognyanova- Busse, 2011, 2012; Kopetsch, 2009; Dussault és szerzőtársai, 2009*). Bár az EU15 országokból is vándorolnak el orvosok, ezek az országok ugyanakkor fogadói is a más országokból odavándorló orvosoknak (*Filippidis, 2015; Kopetsch, 2009; Scharer –Freitag, 2015; Tjadens-Weilandt, 2012*). Az újonnan csatlakozott EU országokban átlagosan kisebb a külföldön tanult, vagy külföldön született orvosok aránya, mint az EU-15²⁰ országokban. 2012-2014-ben az EU-10 országokban²¹ 4,5 százalék volt 13,4 százalékkal szemben, illetve 6 százalék 13,9 százalékkal szemben (*OECD, 2015*). Magyarországon a többi EU-10 országhoz képest viszonylag magas a külföldön tanult orvosok aránya. 2012-2014-ben 7,6 százalék volt, de a külföldön született orvosok aránya átlag alatti, ugyanebben az időszakban 2,1 százalék volt arányuk.

Annak ellenére, hogy súlyos problémáról van szó, a legtöbb országban nem állnak rendelkezésre megbízható adatok és idősorok az orvosok migrációjáról és pályaelhagyásáról (*Wismar és szerzőtársai 2011*). A migráció közvetlen mérésére nem nagyon találunk példát, a migráció nagyságát rendszerint különböző proxy változók segítségével mérik. Az egyik gyakran használt mérőszám állományi (*stock*) adatokból próbálja megbecsülni az orvosi migráció nagyságát: a külföldön született, külföldi állampolgárságú, vagy külföldön tanult

²⁰ Ausztria, Belgium, Dánia, Egyesült Királyság, Finnország, Franciaország, Görögország, Hollandia Írország, Luxemburg, Németország, Olaszország, Portugália, Spanyolország, Svédország.

²¹ Bulgária, Cseh Köztársaság, Észtország, Lengyelország, Lettország, Litvánia, Magyarország, Románia, Szlovénia, Szlovákia.

orvosok számát használják a migráció mérésére (*Wismar és szerzőtársa, 2011; Mullan, 2005; Docquier-Bhargava, 2007*). Ezek az indikátorok azonban csak korlátozottan alkalmasak a külföldre vándorlás mértékének meghatározására. A külföldön született orvosok között lehetnek olyanok, akik már az adott országban szerezték képzettségüket és állampolgárságot is nyertek. A külföldi állampolgárok között vannak olyanok, akik az adott országban születtek és ott is tanultak, de soha nem szereztek állampolgárságot. Végül a külföldön képzettséget szereztek között vannak, akik csak tanulási célból hagyták el az országot és végzettségük megszerzése után visszatérnek oda. Ezen túl, állományi adatokból csak nagyon kevéssé lehet leírni a migráció időbeli változását.

A másik, általánosan használt mérőszám, melynek segítségével a migráció változását is nyomon kívánják követni, a kiáramlást méri a külföldi munkavállaláshoz kiadott diplomaigazolások és elismerések számával, mivel sok helyen ez az egyetlen rendelkezésre álló adat. Ez a mérőszám is pontatlan azonban, mivel egyrészt nem minden orvos megy külföldre, aki kikéri az igazolásokat, ugyanakkor sokan anélkül vállalnak más országban állást, hogy igazolásért folyamodnának (*Wismar és szerzőtársai, 2011*). A mobilitás és a foglalkoztatás formái egyre változatosabbak az EU-ban is, rövid távú szerződések, részmunkaidős foglalkoztatás, a hétvégi ügyeletek vállalása. Ez még nehezebbé teszi a migráns orvosok számának meghatározását. (*Glinos, 2014*).

A Magyarországra vonatkozó korábbi vizsgálatok is a külföldi munkavállaláshoz kiadott diplomaigazolások és elismerések száma alapján próbálták leírni az orvosok külföldi munkavállalásának változását (*Eke és szerzőtársai 2009, 2011; Balázs, 2012*). Emellett, kérdőíves adatfelvételekre támaszkodva a migrációs szándékokat elemezték (*Girasek és szerzőtársai, 2013*).

Bár az orvosok pályaelhagyásának nem a külföldi munkavállalás az egyetlen oka, az egyéb okból történő pályaelhagyásról eddig nem készült Magyarországon tanulmány. Kivételt

jelent *Balázs (2012)* munkája, mely az orvosok létszámváltozását kívánta számszerűsíteni. Ehhez, az orvosok egységes alap- és működési nyilvántartásának aggregált adatait, az EEKH kiadott működési igazolások számát, a belföldön, magyar állampolgárok számára kiadott diplomák számára vonatkozó adatokat, a honosított diplomák számára vonatkozó adatokat használta, és becslést adott a halálozás és a nyugdíjba vonulás következtéként bekövetkezett létszámcsökkenésről is.

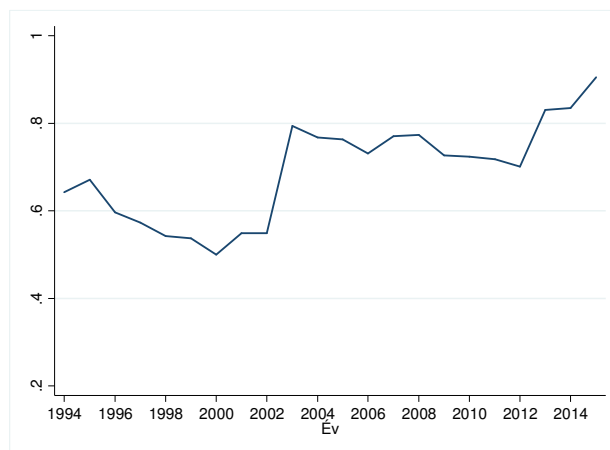
Ebben a fejezetben nagymintás, egyéni, panel adatok segítségével vizsgáljuk, hogy hogyan változott a magyarországi orvosok belföldi pályaelhagyásának, tehát nem orvosi állásban történő elhelyezkedésének, külföldre vándorlásának, és egyéb okból történt pályaelhagyásának valószínűsége a 2002 és 2011 közötti időszakban. Az elemzés újdonsága, hogy a belföldi pályaelhagyást is vizsgálja, emellett egyéni szinten méri az orvosok migrációját. Egyéni adatokat használ az elemzéshez, így leírja, hogy az orvosok egyéni jellemzői hogyan befolyásolják a migráció és a más irányú pályaelhagyás valószínűségét. Bemutatja, hogy Magyarországon az orvosok külföldre vándorlása mellett ugyanolyan súlyú probléma a belföldi pályaelhagyás is, tehát az, hogy az orvosok itthon helyezkednek el más állásban. Emellett azt, hogy – ha időszakosan is - az is fokozza az orvoshiányt, hogy a fiatal orvosok jelentős része kerül átmenetileg inaktív státuszba.

Az elemzésben, más változók mellett, a keresetek szerepét is vizsgáljuk az orvosi pályaelhagyási, elvándorlási döntésekben. A magyar orvosok egyéb, egyetemi végzettségű diplomásokhoz mért relatív, hivatalos bére hasonló pályán mozgott, mint a pedagógusok relatív keresete, de a lemaradás mértéke valamivel kisebb volt az orvosok esetében. 1995 és 2000 között az orvosok relatív hivatalos bére csökkent, a mélyponton 2000-ben az orvosok átlagos hivatalos bére az egyéb egyetemi végzettségűek bérének csak felét érte el. A 2002-es közalkalmazotti béremelés hatására az orvosok relatív pozíciója komoly mértékben javult, majd ismét csökkent 2012-ig. Ezt követően nőni kezdett, 2015-ben az egyéb

foglalkozásokban dolgozó egyetemi végzettségűek átlagos keresetének 87 százalékát érte el (16. ábra). A hivatalos orvosi bérpálya, hasonlóan a közsféra más területeihez, egyenletes növekedést ír elő, ezért az életpálya első 10-15 évében évről-évre egyre nagyobb lesz az orvosok bérek lemaradása a más foglalkozásban dolgozó diplomások keresetétől. A legnagyobb, több mint 40 százalékos lemaradás a 35-40 éves orvosoknál figyelhető meg (Köllő, 2014). A hálapénz módosítja a keresetek szintjét, és mivel a különböző gyakorlati idejű orvosok nem egyforma mértékben részesednek a hálapénzből, a relatív bérpályát is. A hálapénz nagyságára vonatkozóan különböző becslések születtek. Bognár és szerzőtársai (2000) becslései szerint a hálapénz a hivatalos nettó jövedelemnek több mint másfélszerese. Más becslések ettől eltérő eredményre vezettek (Kiss, 2009), és arra is felhívták a figyelmet, hogy az elmúlt években csökkent a hálapénzt adók aránya, és a fizetett összegek is (Szinapszis Kft, 2017). A hálapénz nagyon szóródik, vannak orvosok, akik egyáltalán nem jutnak hálapénzhez, míg mások az átlagosnál jóval nagyobb arányban részesednek a paraszolvenciából. A különbségek függenek a szakterülettől, beosztástól és egyéb tényezőktől. Az orvosi hálapénz adóköteles, a személyi jövedelemadó bevallásban egyéb jogcímen megszerzett jövedelemként fel kell tüntetni a hálapénz-bevételt is.

16. ábra

Az orvosok keresete a nem orvosként dolgozó egyetemi végzettségűek keresetének arányában, 1994-2015



Forrás: A Bértarifa-felvételek adataiból saját számítások

A rendelkezésünkre álló adatbázisban az orvosi keresetekre vonatkozó adatokat a NAV bevallásokból nyertük, ezért az adatok tartalmazzák a bevallott hálapénzt is, vagyis adataink nem korlátozódnak a hivatalos orvos bérekre.

5.1. Adatok

Az elemzés a 4. fejezetben bemutatott, nagyméretű, összekapcsolt államigazgatási panel adatbázis egy következő hullámának adataira épül, mely az előző fejezetben használt adatbázishoz hasonlóan, az Országos Egészségpénztártól (OEP), az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóságtól (ONYF), a Nemzeti Adó- és Vámhivaltól (NAV), az Oktatási Hivaltól (OH) és az Nemzeti Munkaügyi Hivaltól (NMH) származó egyéni adatok összekötésével keletkezett. Az e fejezetben használt adatbázis kiinduló adatbázisának mintája a 2003. januári 15-74 éves népesség 50 százaléka volt. Az adatbázisban a mintába

került egyénekről kilenc éven keresztül, 2003 januárja, és 2011 decembere között, hónapról-hónapra követhető, hogy a megfigyelt egyén dolgozott-e, milyen munkakörökben és jogviszonyokban, milyen munkáltatóknál, ha nem dolgozott, részesült-e valamilyen transzferben (gyes, gyed, nyugdíj, munkanélküli ellátás stb.), tanult-e. Emellett a mintából ismerjük az egyének néhány egyéb jellemzőjét: születési évét és hónapját, nemét, lakóhelyének régióját, valamint az összes munkaviszonyból származó összes átlagos havi jövedelmét.

A fenti mintából orvos-mintát képeztünk. Az orvos-mintába minden egyént beválogattunk, aki 2003 januárja és 2011 decembere között *legalább egy hónapig* orvosi munkakörben dolgozott, vagyis legalább egy hónapban általános orvos, szakorvos, vagy fogorvos FEOR kódja volt, akár első, akár második foglalkoztatási viszonyában. Az orvos-mintába 18 266 különböző egyén került be, akiknek hónapról-hónapra követni tudtuk státuszváltozásait. Ez, a KSH által erre az időszakra dolgozó orvosként nyilvántartott orvosok átlagos számának 52 százaléka²². Az orvos-mintában szereplő 18 266 egyén azonban nem volt egyidejűleg orvos státuszban minden megfigyelt hónapban, mivel voltak, akik később léptek be orvosként a mintába tanulásból, inaktivitásból, vagy egyéb foglalkozásból, illetve voltak, akik elhagyták az orvosi pályát különböző okokból.

²² A KSH-nak a dolgozó orvosok számára vonatkozó adatai a működési nyilvántartási adatokon alapulnak. 2003 és 2006 között a Magyar Orvosi Kamara (MKO) működési nyilvántartási adatain, 2007-2013 között pedig az Egészségügyi Engedélyezési és Egészségügyi Engedélyezési és Közigazgatási Hivatal (EEKH) által vezetett orvosi, fogorvosi, működési nyilvántartásán. Ezek az adatok azonban éves szinten nem pontosak. Az MKO, illetve az EEKH alapnyilvántartásba bekerül minden szakképesítést szerzett személy az egyetemek, képzőhelyek jelentése alapján. Róluk azonban nem tudjuk, hogy dolgozó orvosok-e. Működési nyilvántartással azok rendelkeznek, akik aktívan el akarnak helyezkedni és kérik, hogy vegyék őket működési nyilvántartásba. A működési nyilvántartás érvényességi időtartama 5 év. A nyilvántartottakat adatváltozás esetén ez alatt az időszak alatt bejelentési kötelezettség terheli, de a bejelentést gyakran elmulasztják, így a működő orvosokra vonatkozó adatokban részben azok is szerepelnek, akik különböző okok miatt már elhagyták a pályát, de nem jelentették be. Ők csak a működési nyilvántartás érvényességének lejártakor kerülnek ki a nyilvántartásból. Lásd *erről Balázs, 2012*).

Az elemzési idő 108 hónap volt, ennyi ideig tudtuk megfigyelni a mintába került egyének státus-változásait. Egy-egy megfigyelt hónapban az orvosként dolgozók összes száma a mintában 9594 és 11 415 fő között mozgott, akik közül 2933-331 általános orvos, 5462-6899 szakorvos és 1024-1469 fogorvos volt. Az elemzéshez felhasznált adatbázis jobban közelíti a ténylegesen dolgozók számát, annak változását, mint a működési nyilvántartáson alapuló adatok, mivel a mintából havonta nyomon követhetők az orvosok tényleges státuszváltozásai. A minta adatai alapján kevesebb orvos dolgozott a KSH adataiban szereplőnél egy-egy hónapban. (A ténylegesen dolgozó orvosok teljes száma Magyarországon, mintánk adatai szerint, tehát 19 188 és 22 830 fő között mozgott.)

Az így kialakított orvos minta bizonyos torzításokat tartalmaz. Az orvos-mintába nem kerültek bele azok az orvosok, akik a vizsgált időszakban *mindvégig* vezető munkakörökben dolgoztak és ezért más FEOR kód alatt szerepelnek a *kiinduló mintában*, mivel őket nem tudtuk orvosként azonosítani. Azok az orvosok sem szerepelnek a mintában, akik 2003 januárja és 2011 decembere között *egyetlen hónapban sem* dolgoztak munkaviszonnyal foglalkoztatott, vagy közalkalmazotti jogviszonyban, tehát azok, akik mindvégig csak egyéni vállalkozói, társas vállalkozói, vagy megbízotti jogviszonyban dolgoztak, mivel ezeknek az egyéneknek a kiinduló adatbázisból nem ismerjük FEOR kódját, így őket sem tudtuk orvosként azonosítani. Ezért, a vizsgálat mintájában valószínűleg alulreprezentáltak azok az orvosok, akik a megfigyelési időszak alatt mindvégig háziorkosként, vagy házi gyermekorvosként dolgoztak, mivel ők jellemzően vállalkozói jogviszonyban dolgoznak²³. Azok az orvosok, akik a megfigyelt időszakban legalább egy hónapban alkalmazotti (munkaviszonnyal foglalkoztatott, közalkalmazott) jogviszonyban voltak, azok bekerültek az orvos-mintába, akkor is, ha ezt megelőzően, vagy később vállalkozói, vagy egyéb

²³ A háziorkosok között a vállalkozóként dolgozók aránya 85 % körüli, a fogorvosok között 61 % és emellett van néhány egyéb szakfeladat, ahol a vállalkozók aránya magas (foglalkozási egészségügyi ellátás, mentőszolgálat stb.) 2006-ban a *Lásd Egészségügyi Minisztérium (2009)*.

jogviszonnyal álltak alkalmazásban, mivel őket orvosként azonosítani tudtuk annak a hónapnak a FEOR-kódja alapján, amikor munkaviszonnyal foglalkoztatott, vagy közalkalmazotti jogviszonyban dolgoztak. Az orvos-minta vizsgálatából úgy tűnik, hogy ezzel a módszerrel sikerült azonosítanunk a vállalkozói jogviszonyban dolgozó orvosok túlnyomó részét is. A mintákban szereplő, orvosként dolgozóknak átlagosan 40,7 százaléka dolgozott vállalkozói jogviszonyban, (első jogviszonyában az orvosok 20,3 százaléka, második jogviszonyában 53 százaléka) ami nagyon jól közelíti a betöltött orvosi álláshelyeken belül a vállalkozók arányára vonatkozó, egyéb forrásokból származó adatokat.²⁴

Az elemzéshez az adatbázisban szereplő részletes munkaerő-piaci státuszváltozók és egyéb információk alapján összevont státuszcsoportokat alakítottunk ki. 5 csoportot képeztük: (1) orvosként dolgozik; (2) külföldön van; (3) nem orvosként dolgozik Magyarországon; (4) inaktív, vagy munkanélküli; (5) meghalt.

Az első csoportba, az **orvosként dolgozók** csoportjába kiindulásként azokat soroltuk be, akik az adott hónapban általános orvos, szakorvos, vagy fogorvos FEOR-kóddal rendelkeztek. Ebbe a csoportba soroltuk be azokat is, akik a megfigyelést megelőző hónapban orvosi FEOR-kóddal rendelkeztek, az adott hónapban nem ismerjük FEOR-kódjukat, mivel az adott hónapban vállalkozóként dolgoznak, de ugyanannál a munkáltatónál dolgoznak tovább, mint a megelőző hónapban. Ez a csoport azokat foglalja magába, akiknek a munkaviszonya önkéntes döntés alapján, vagy külső kényszerre foglalkoztatott, vagy közalkalmazotti jogviszonyból változott vállalkozói jogviszonnyá, de valószínűleg orvosként dolgoznak tovább. Azokhoz is orvos státuszt rendeltünk, akik társas vagy egyéni vállalkozók, illetve megbízási, bedolgozó jogviszonyúak (és ezért nem ismerjük FEOR-kódjukat), viszont korábban már volt olyan hónap, amikor orvos FEOR-kódjuk volt, és akiknek a munkahelye az

²⁴ Az akkori Egészségügyi Minisztérium adatai szerint 2005-ben a vállalkozók aránya 36,6 %, 2006-ban 37,9 % 2007-ben 40,0 % volt. (Egészségügyi Minisztérium, 2009. 8. Sz. melléklet).

egészségügyi ágazathoz tartozik. Azokat az egyéneket is az orvos státuszúak közé soroltuk, akiknek korábban volt orvosi FEOR-kódja, és az meghatározott egyéb FEOR-kódra változott. A következő FEOR-kódok esetén rendeltünk továbbra is orvos státuszt az egyénekhez: egészségügyi és szolgáltatási tevékenységet folytató részegység vezetője; egészségügyi és szociális szolgáltatási ki-sszervezet vezetője; felsőfokú tanintézeti tanár, oktató; egyéb humán egészségügyi foglalkozások. Ezek az egyének valószínűsíthetően vezető beosztásban, vagy az orvosképzésben továbbra is orvosként dolgoznak.

A *külföldön dolgozók* csoportjának meghatározásakor nem csak azokat az orvosokat kívántuk azonosítani, akik kijelentkeztek Magyarországról (vagyis leadták lakcímkártyájukat és bejelentették, hogy külföldön telepedtek le), hanem azokat is, akik fenntartják magyarországi lakcímüket, de tartósan külföldön dolgoznak. A következő eljárást követtük a külföldön dolgozók azonosításakor. Azokat az egyéneket tekintettük külföldön dolgozóknak, akik legalább 4 hónapon keresztül nem jelennek meg az ONYF adataiban foglalkoztatottként, ezen időszak alatt nem kapnak semmilyen transzfert (gyes, gyed, gyet, munkanélküli ellátás, nyugdíj stb.), az OEP adataiban nincsenek jelölve, mint aki fekvő beteg ellátás utáni TB támogatást kap, és az OEP nem jelölt tanulói jogviszonyt sem ezen időszakban a megfigyelt egyénre, és még nem haltak meg. Tehát azokat, akik „eltűntek” a rendszerből. További, szigorító feltételként csak azokat jelöltük be külföldön dolgozóként, akik a fentebb leírt „eltűnést” megelőzően bármikor, legalább három hónapig orvosként dolgoztak. Az ONYF bejelentésekben felfedezett hiányosság miatt a fentebb leírt kritériumoknak megfelelő esetek közül nem kerültek bejelölésre azok, akiknél az „eltűnés” pontosan adott év januártól decemberig tartott, és az eltűnést megelőző hónapban ugyanannál a vállalatnál dolgozott az illető, mint a visszatérésekor. Ezekre az esetekre úgy tekintettünk, mint akiknél valószínűbb, hogy a vállalat adott évre nem jelentette le, mint hogy külföldre ment volna. Ugyanakkor ezek között az esetek között lehetnek olyanok is, akik meghatározott időre, egy évre vállaltak

külföldön állást. Így, az alkalmazott korlátozó feltételezések miatt, a ténylegesen tartósan külföldön dolgozó orvosokra vonatkozóan *alsó becslést* adunk. A külföldön dolgozók csoportjába sorolás leírt módszere következtében az elemzési idő *első három hónapjában* definíció szerint nem tudunk megfigyelni olyan egyént, aki külföldön dolgozna és a megfigyelési időszak *utolsó három hónapjában* is kevesebb külföldön dolgozót tudtunk csak azonosítani a ténylegesnél.

A ***pályaelhagyók*** Magyarországon (a Magyarországon nem orvosként dolgozók) csoportjába azokat soroltuk, akiknek az adott hónapban nem orvosi, hanem egyéb FEOR kódjuk van és nem az egészségügyben dolgoznak, illetve nem feleltek meg az orvos státusz kialakításának leírásában összefoglalt egyéb kritériumoknak.

Inaktív, vagy munkanélküli státuszt kaptak azok az egyének, akik az adott hónapban tanultak, gyes-en, gyed-en, gyet-en voltak, munkanélküli ellátásban részesültek, vagy nyugdíjasok voltak. Vagyis az elemzéshez az inaktívakból és munkanélküliekből egy csoportot képeztünk.

Végül a ***meghaltak*** csoportjába azok kerültek, akiket az OEP adatbázisában, az érvénytelenségi kódban meghaltként jelölték meg. Értelemszerűen csak azokat az elhalálozásokat látjuk az elemzésben, akik a megelőző hónapban még orvosként dolgoztak.

5.2. Módszerek

Azok, akik elhagyják az orvosi pályát ezt különböző okokból tehetik (külföldre mennek, más pályán helyezkednek el itthon, valamilyen inaktív státuszba kerülnek, vagy meghalnak), mivel ebben az elemzésben a különböző okokból történő pályaelhagyást

vizsgálom, az előző fejezetben bemutatott *versengő kockázati modelleket* (*competing risk model*) becsültem (*Fine és Gray, 1999*).

A kiáramlás dinamikájának elemzéséhez a versengő kockázati modellekben a két-kimenetes időtartam-modellekben használt Kaplan-Meier túlélési függvény helyett a kumulált gyakorisági függvényeket (*cumulative incidence function*) vizsgáljuk (*Gooley és szerzőtársai; 1999; Coviello – Boggess, 2004*), mivel a Kaplan-Meier függvény torzított becslést ad.²⁵ Az ok-specifikus kumulált gyakorisági függvény $CIF_k(t)$ azoknak az orvosoknak az arányát mutatja meg t hónapban, akik t hónapig, k okból elhagyták az orvosi pályát, figyelembe véve, hogy az orvosok nem csak k , hanem egyéb okból is elhagyhatják a pályát

$$CIF_k(t) = P(T \leq t, \text{esemény} = k) \quad (5.1.)$$

A pályaelhagyás teljes kumulált gyakorisági függvénye az ok-specifikus kumulált gyakorisági függvények összege.

$$CIF(t) = \sum_{k=1}^K CIF_k(t) \quad (5.2)$$

²⁵A torzításnak több oka is van. Először is, abból adódik, hogy a versengő eseményeket a Kaplan-Meier függvény cenzorált esetekként kezeli, tehát azt feltételezi, hogy az esemény valamikor, a megfigyelési időszakot követően be fog következni. A versengő kockázati modellekben azonban a versengő események kölcsönösen kizárják egymást, ha egy adott esemény megtörtént, akkor a többi már nem következhet be. Másodszor a Kaplan-Meier függvény nem veszi figyelembe a kapcsolatot az egyes versengő kockázatok között, hanem független kockázatokot tételez fel.

Négy versengő kockázatot (eseményt) különböztettem meg (1) külföldre megy az egyén, (2) pályaelhagyó lesz Magyarországon (nem orvosi állásban helyezkedik el itthon), (3) valamilyen inaktív, vagy munkanélküli státuszba kerül, vagy (4) meghal.

Mivel az egyes jellemzőknek más-más hatása lehet az életpálya különböző szakaszain a pályaelhagyási döntésekre, ezért a teljes mintából korcsoportok szerint öt almintát is képeztem és az elemzést a korcsoportos almintákra külön is elvégeztem. Az egyes almintákba az adott hónapokban a megfelelő korcsoportokhoz tartozók kerültek. Az öt korcsoport a következő volt: a 30 évesnél fiatalabb, a 31-40, 41-50, 51-60 és 61-70 évesek. A 70 évesnél idősebbek a teljes mintában szerepelnek, de rájuk az elemzést külön nem végeztem el.

A modellekben a következő magyarázó változók szerepeltek: az egyén neme, életkora (a teljes mintán használó modellben), lakóhelyének régiója, hogy az illető általános orvos/szakorvos, vagy fogorvos-e és az egyénnek a megfigyelési hónapot megelőző havi relatív keresete. A relatív keresetet az egyén adott havi összes jövedelme és az adott hónapban megfigyelhető országos átlagkereset hányadosaként kaptam. Az adott hónapban megfigyelhető átlagkereset változó nem az orvos-mintából származik, hanem a vizsgálat kiinduló adatbázisának adataiból, tehát ez a teljes népesség 50 százalékos mintáján alapuló országos, havi átlagkereset. A modellekbe azért az egy hónappal korábbi relatív keresetet szerepeltettük, mivel feltételeztük, hogy az orvosi pályaelhagyási döntésben az orvosként elért kereset lehet meghatározó. Annak vizsgálatára, hogy a közvetlen kollégák példája befolyásolja-e a külföldi munkavállalást, egy olyan változót is bevontunk az elemzésbe, mely azt jelzi, hogy a megfigyelési hónapot megelőző három hónapban külföldre ment-e valamilyen orvos az adott munkahelyről. Ez a változó a különböző munkahelyek meg nem figyelt különbségeinek hatását is mérheti. Ezen kívül egy-egy kétértékű változó jelezte, Magyarország csatlakozását az Európai Unióhoz (2004.05.), és azt, amikor véget ért az

újonnan csatlakozó országok munkavállalóinak szabad munkavállalásának ideiglenes korlátozása Németország és Ausztria részéről.

Azt, hogy hogyan változott a hazatérő migráció valószínűsége bináris Cox proporcionális hazard modellel vizsgáltam (visszatér-e orvosként Magyarországra, vagy nem). A Cox proporcionális hazard függvények leírását a *4.2. fejezet* tartalmazza.

A Cox modellben a magyarázó változók a következők voltak: az orvos neme, a korcsoportot jelző kétértékű változók, és az orvos specializációját jelző kétértékű változók (általános orvos/szakorvos/fogorvos). A modellekben szereplő változók leíró statisztikáit a *Függelék F10.* táblázata tartalmazza.

5.3. Hová mennek az orvosok?

Először a teljes mintán vizsgáljuk, hogy hová mentek az orvosok, hogyan változott 2003 és 2011 között a kiáramlás valószínűsége a vizsgált státuszokba, és, hogy mely tényezők hatottak a különböző irányú pályaelhagyás valószínűségére? Az *17. ábrán* a teljes mintára számított kumulált gyakorisági függvényeket látjuk.

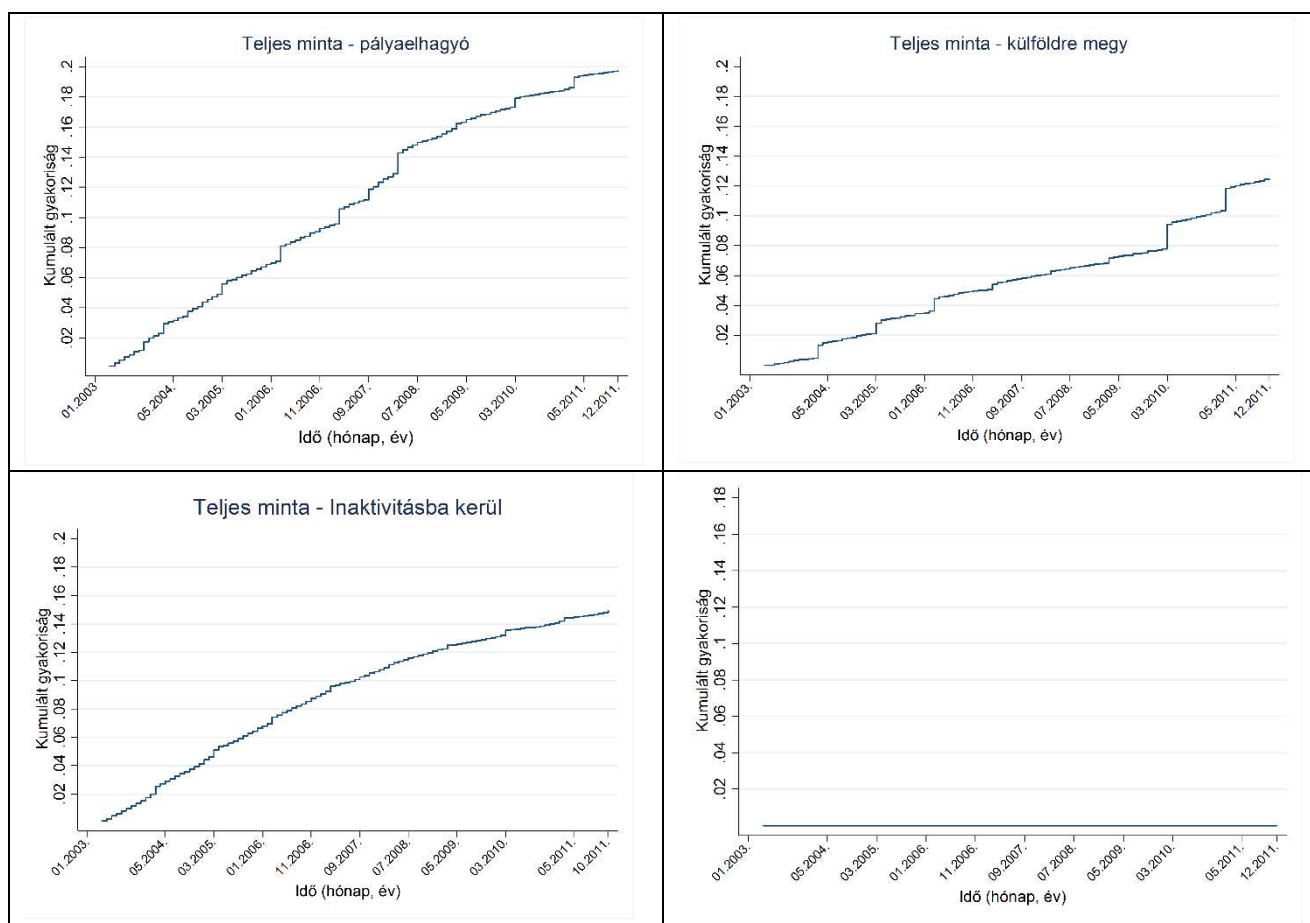
Az elemzési idő végére a legnagyobb arányban belföldön helyezkedtek el más pályán az orvosok, külföldre és inaktív státuszba hasonló arányban kerültek. A vizsgált időszakban az orvosok megközelítőleg 13 százaléka ment külföldre ment, 18 százaléuk Magyarországon helyezkedett el más pályán, és 15 százaléuk inaktív státuszba került (gyermekgondozási szabadságra ment, nyugdíjba vonult.) Az inaktív státuszba került orvosok egy része, a gyermekgondozási szabadság letöltése után visszatért az egészségügybe orvosként, a mintában átlagosan 13 hónapot töltöttek gyermekgondozási szabadságon, akik a

gyermekgondozás miatt kerültek inaktív státuszba. A halál nagyon kis valószínűségű esemény, ezért továbbiakban az arra vonatkozó becslési eredményeket nem közöljük.

17. ábra

Kumulált gyakorisági függvények: Pályaelhagyó / Külföldre megy / Inaktív státuszba kerül / Meghal

Teljes minta



2003 január és 2010 márciusa között az orvosok 8 százaléka költözött külföldre. Ezt követően a kiáramlás felgyorsult és további gyorsulást látunk 2011 májusa után. A 2010. márciusát követő gyorsulás okának feltárása további vizsgálatokat igényel. A 2011 májusát követő gyorsulás azt a hatást mutatja, hogy az orvosok nagyobb valószínűséggel mentek külföldre,

miután Ausztria és Németország 2011 májusában feloldotta a korlátozásokat, amelyeket a 2004-ben csatlakozott, új EU tagállamokkal szemben érvényesített a szabad munkavállalás terén.

A magyarországi pályaelhagyás és az inaktív státuszba kerülés kumulált gyakorisági függvénye nem mutat olyan töréseket, mint a külföldi munkavállalásé, a kiáramlás elég egyenletes volt mindkét irányban, de a kiáramlás kis mértékben lassult az idő előrehaladtával, főként 2011 májusát követően. Az inaktív státuszba kerülés kockázatát csökkenthette az, hogy a külföldre költözések felgyorsulása nyomán az egészségügyi intézmények a nyugdíjazás elhalasztását szorgalmazhatták. A belföldi pályaelhagyás pedig a külföldi munkavállalás alternatívájaként csökkenhet, ha a külföldre költözések aránya növekszik.

5.4. Külföldi munkavállalás

Az 23. táblázat a külföldre költözés valószínűségét leíró versengő kockázati modellek eredményeit közli. A táblázat első oszlopa teljes mintára vonatkozó eredményeket mutatja, a 2.-5. oszlopok pedig a korcsoportos almintákon lefuttatott becslési eredményeket. A táblázat szub-hazard rátákat, rész-kockázati arányokat (*sub-hazard ratio*) közöl. A szub-hazard ráta egynél nagyobb értéke mellett a pályaelhagyás valószínűsége nő az adott változó értékének változásával, az egynél kisebb érték mellett a pályaelhagyás valószínűsége csökken. A 23. táblázat első oszlopában például a férfiak szub-hazard rátája 1,22, ami azt mutatja, hogy a férfi orvosok 22 százalékkal nagyobb valószínűséggel költöznek külföldre, mint a nők. Az életkor szub-hazard rátája ugyanebben a táblázatban 0,99, ami azt mutatja, hogy az életkor egy-egy évvel történő növekedése a teljes mintában a pályaelhagyás valószínűségét 1 százalékkal csökkenti.

Az összes orvost tekintve, a férfiak tehát nagyobb valószínűséggel mennek külföldre. Az életkor növekedésével pedig a külföldre költözés kockázata csökken. A teljes mintában azt találtuk, hogy az általános orvosok 33 százalékkal nagyobb valószínűséggel vándorolnak ki, mint a fogorvosok. A közép-dunántúli régióból 41 százalékkal nagyobb, a dél-dunántúli régióból 48 százalékkal kisebb valószínűséggel vállalnak külföldön állást az orvosok, mint a referencia régiónak választott, közép-magyarországi régióból, de nem találtunk szignifikáns különbséget a többi régió esetében. A társak hatása, tehát az, ha ugyanarról a munkahelyről a megelőző három hónapban vállalt valaki külföldön állást nem mutatkozott szignifikánsnak a teljes mintában. Az orvosok relatív keresetének viszont szignifikáns hatása volt, azok az orvosok, akinek alacsonyabb volt orvosként az országos átlagkeresethez viszonyított relatív keresete, azok szignifikánsan nagyobb valószínűséggel költöznek külföldre. Az eredmények azt mutatják, hogy az EU csatlakozás nem növelte a teljes mintában a külföldi munkavállalás valószínűségét, de az osztrák és német ideiglenes munkavállalási korlátok feloldása több mint ötszörösére növelte a külföldi munkavállalás valószínűségét. Ennek több magyarázata lehet, így az, hogy már az EU csatlakozás előtt megkezdődött az orvosok külföldre áramlása, a csatlakozásnak valószínűleg ezért nem tudtuk kimutatni a hatását. Az Ausztria, Németország és Magyarország közötti kulturális és történelmi kapcsolatok, a földrajzi közelség pedig inkább ösztönözhatték a magyar orvosokat, hogy a külföldi munkavállalás mellett döntsenek miután a munkavállalási korlátokat feloldották, és ezekben az országokban is vállalhattak állást.

23. táblázat

Külföldre megy dolgozni

(Versengő kockázati modellek) Versengő kockázatok: Magyarországon dolgozik nem orvosként; inaktív, vagy munkanélküli státuszba kerül; meghal.

Változó	Szubhazard ráták				
	Teljes minta	<31 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves
Nem (Férfi=1)	1,22* (0,058)	1,37 (0,164)	1,49* (0,133)	1,21 (0,130)	0,76** (0,070)
Életkor	0,99* (0,002)	-	-	-	-
Általános orvos	1,33* (0,076)	2,17* (0,309)	1,86* (0,182)	1,39 (0,225)	0,82 (0,123)
Szakorvos	1,04 (0,060)	0,98 (0,245)	1,62* (0,163)	1,21 (0,141)	0,83 (0,079)
Relatív kereset a megfigyelést megelőző hónapban	0,93* (0,027)	0,46* (0,074)	0,68* (0,062)	0,90 (0,062)	1,04 (0,036)
Társak hatása	1,15 (0,063)	0,76 (0,098)	1,37* (0,130)	1,34 (0,178)	1,00 (0,117)
Közép-Dunántúl	1,41* (0,152)	1,45 (0,572)	1,53 (0,279)	1,30 (0,299)	1,43 (0,267)
Nyugat-Dunántúl	0,85 (0,116)	0,99 (0,449)	0,63 (0,171)	1,01 (0,265)	1,02 (0,227)
Dél-Dunántúl	0,52** (0,120)	0,31 (0,316)	0,67 (0,220)	0 (0)	0,78 (0,294)
Észak-Magyarország	0,75 (0,094)	0,40 (0,235)	0,90 (0,179)	0,52 (0,161)	0,86 (0,188)
Észak-Alföld	1,08 (0,109)	2,33* (0,581)	0,82 (0,151)	1,08 (0,223)	0,85 (0,178)
Dél-Alföld	0,89 (0,136)	1,42 (0,578)	0,67 (0,193)	1,17 (0,332)	0,86 (0,248)
EU csatlakozás (2004. május)	0,51 (0,159)	0,00 (0)	0,27 (0,169)	0,32 (0,199)	0,34 (0,161)
Ideiglenes munkavállalási korlátok feloldása (2011. május)	5,75* (1,029)	7,65* (3,069)	6,72* (2,330)	4,04** (1,848)	0,00* (0)

Referenciakategória: nő; fogorvos; lakóhely régiója Közép-Magyarország, nem 2004. 05. hó; nem 2011.05.hó

Standard hibák zárójelben. *Szigorú 1 %-os szinten, ** Szigorú 5 százalékos szinten. Szigorú 10 %-os szinten

A korcsoportokra külön becsült versengő kockázati modellek eredményei szerint (23. táblázat 2.-6. oszlopa) a 31-40 éves korcsoportban a férfiak szignifikánsan nagyobb

valószínűséggel költöznek külföldre, mint a nők. A 31 évesnél fiatalabbak és 41-50 évesek korcsoportjában nincs szignifikáns különbség a nemek között. Az 51-60 éves orvosok közül viszont már a nők vállalnak szignifikánsan nagyobb valószínűséggel külföldi állást.

A keresetek hatásáról a következőt látjuk. A fiatal orvosok, a 30 évesnél fiatalabbak és a 31-40 évesek közül azok költöznek nagyobb valószínűséggel külföldre, akiknek alacsonyabb az országos átlagkeresethez viszonyított relatív keresete. Vagyis a külföldi munkavállalási döntésekben a kereseti helyzetnek szignifikáns hatása van. A hatás erőssége a korcsoportokban felfelé haladva csökken, vagyis a keresetek melletti egyéb tényezők hatása erősödik az életkor előrehaladtával.

Néhány korcsoportban szignifikáns különbséget találtunk az általános orvosok/szakorvosok és a fogorvosok között. A 30 évesnél fiatalabb és a 31-40 éves általános orvosok és a 31-40 éves szakorvosok nagyobb valószínűséggel költöznek külföldre, mint a fogorvosok. A hatás mértéke is jelentős.

A 31-40 éves orvosok esetében a társak hatása is kimutatható volt. Azok a 31-40 éves orvosok, akik munkahelyéről a megfigyelést megelőző három hónapban valaki külföldön vállalt állást, 37 százalékkal nagyobb valószínűséggel fognak külföldre menni, mint azok, akiknek a munkahelyéről nem ment el senki. Azt, hogy milyen mechanizmusokon keresztül érvényesül ez a hatás, hogy a korábban elmentek kedvező tapasztalatai bátorítják-e fel kollégáikat, hogy ők is külföldre költözzenek, vagy a hatás azt méri, hogy ezek a munkahelyek az átlagosnál kedvezőtlenebb munkakörülményeket kínálnak-e, a rendelkezésre álló adatokból nem tudjuk eldönteni.

Az EU csatlakozás egyik korcsoportban sem növelte a külföldi munkavállalás valószínűségét, de az osztrák és német ideiglenes munkavállalási korlátok feloldása valamennyi korcsoportban szignifikáns hatással volt a kivándorlás valószínűségére. A

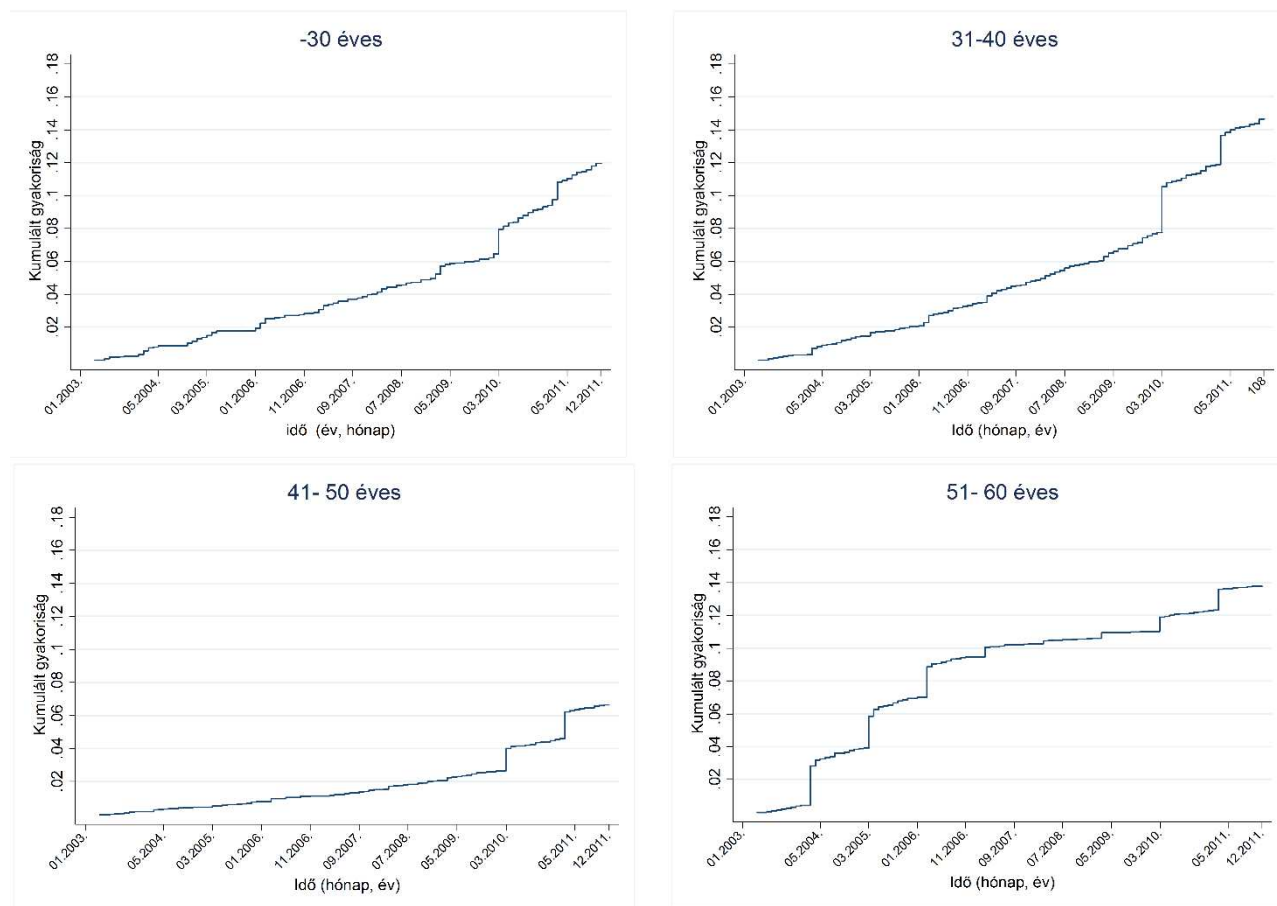
fiataloknál erősebb és igen nagy hatást látunk. A 31 évnél fiatalabb orvosok esetében a külföldi munkavállalás valószínűsége több, mint hétszeresre nőtt a korlátozások feloldása után, a 31-40 éves korcsoportban hatszoros emelkedést látunk, de a 41-50 évesek kivándorlási valószínűsége is négyszeresére nőtt a korlátozások feloldása után.

A 18. ábra a külföldre költözés korcsoportos mintákon számított kumulált gyakorisági függvényeit mutatja be. Az ábrákon a kiáramlás dinamikájának változását követhetjük. 2003 és 2011 között a 31-40 éves orvosok több, mint 14 százaléka költözött külföldre, a 31 évesnél fiatalabbak 12 százaléka és az 51-60 éves orvosok 15 százaléka. A 41-50 éves orvosok külföldre vándorlása volt a legkisebb arányú. Az EU csatlakozást követően 51-60 éves korcsoporthoz tartozó orvosok körében igen gyors volt a kiáramlás. 2007 közepéig az 51-60 éves orvosok csaknem 10 százaléka költözött külföldre, ezt követően viszont megállt a kiáramlás, majd 2010 márciusától kezdve ismét felgyorsult, és további gyorsulást figyelhetünk meg az osztrák és német korlátozások feloldását követően. 2010. márciusa és 2011. decembere között az 51-60 éves orvosok újabb 4 százaléka vállalt külföldön állást. A megfigyelési periódus kezdetén az idősebb orvosok gyors kiáramlása valószínűleg annak köszönhető, hogy az ehhez a korcsoporthoz tartozó orvosok ki tudták használni korábbi, szakmai kapcsolataikat, hogy megfelelő állást találjanak. A többi korcsoportnál 2010 márciusáig egyenletes kiáramlást látunk. Eddig az időpontig a 31-40 évesek között 8 százaléka, a 31 évesnél fiatalabb orvosok 6 százaléka hagyta el az országot és a 41-50 évesek mindössze 3 százaléka. Először 2010 márciusától, majd 2011 májusától a kiáramlás mindegyik korcsoportban felgyorsult. A 2010. márciusi gyorsulás nagyobb volt, mint az ideiglenes munkavállalási korlátozások feloldását követő gyorsulást. Ennek okait nem ismerjük, az további vizsgálatot igényel, de arra felhívja a figyelmet, hogy az orvosok külföldre vándorlását nem csak a migráció vonzó tényezői, a külföldön elérhető magasabb

keresetek, a jobb munkakörülmények és a gyorsabb szakmai előmenetel alakítják, hanem a belső, kényszerítő, vagy taszító tényezők is.

18. ábra

Kumulált gyakorisági függvények korcsoportonként – külföldre költözik



5.5. Az inaktív státuszba kerülés valószínűsége

A 17. ábrán már láttuk, hogy a megfigyelt kilenc évben az orvosok 15 százaléka került inaktív státuszba. A 24. táblázat az inaktív státuszba kerülés kockázatára vonatkozó becslési eredményeket mutatja be. Az első oszlop ismét a teljes mintára vonatkozó eredményeket, a 2-

4 oszlop pedig a korcsoportonkénti külön-külön elvégzett becslések eredményét. A férfiak a teljes mintában is és minden korcsoportban jóval kisebb valószínűséggel kerülnek inaktív státuszba, mint a nők.

24. táblázat

Inaktív, vagy munkanélküli státuszba kerül

(Versengő kockázati modellek. Versengő kockázatok: külföldre megy dolgozni, inaktív; Magyarországon helyezkedik el nem orvosként; meghal)

Változó	Szubhazard ráták				
	Teljes minta	<31 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves
Nem (Férfi=1)	0,36* (0,018)	0,118* (0,020)	0,08* (0,010)	0,41* (0,072)	0,59* (0,053)
Életkor	1,00 (0,003)	-	-	-	-
Általános orvos	1,62* (0,086)	1,835* (0,222)	1,96* (0,173)	2,79 * (0,545)	0,95 (0,129)
Szakorvos	0,98 (0,055)	1,565 (0,278)	1,69* (0,153)	1,15 (0,196)	0,92 (0,086)
Relatív kereset a megfigyelést megelőző hónapban	0,74* (0,047)	0,157* (0,021)	0,38* (0,045)	1,16* (0,043)	0,98 (0,081)
Társak hatása	1,31* (0,074)	1,199 (0,131)	1,48* (0,127)	1,08 (0,216)	0,72 (0,093)
Közép-Dunántúl	1,01 (0,105)	1,732 (0,374)	0,88 (0,159)	0,88 (0,336)	0,81 (0,178)
Nyugat-Dunántúl	0,91 (0,101)	1,148 (0,269)	1,03 (0,196)	0,40 (0,233)	0,90 (0,200)
Dél-Dunántúl	0,69 (0,112)	1,042 (0,274)	0,83 (0,204)	0,21 (0,215)	0,82 (0,297)
Észak-Magyarország	0,83 (0,084)	1,259 (0,232)	0,97 (0,165)	0,34 (0,173)	1,06 (0,197)
Észak-Alföld	1,02 (0,089)	0,758 (0,161)	1,05 (0,150)	1,04 (0,308)	1,24 (0,211)
Dél-Alföld	1,10 (0,131)	0,805 (0,269)	1,56 (0,295)	1,14 (0,451)	1,10 (0,269)
EU csatlakozás (2004. május)	0,74 (0,185)	1,173 (0,278)	0,46 (0,241)	0* (0)	1,78 (1,007)
Ideiglenes munkavállalási korlátok feloldása (2011. május)	7,49* (1,528)	-	4,00** (1,894)	11,92* (5,746)	4,22* (1,486)

Standard hibák zárójelben. * Szignifikáns 1% -os szinten; ** Szignifikáns 5%-os szinten.

Referencia kategória: nő; fogorvos; Közép-Magyarországi régió; nem 2004. 5. hó; nem 2013. 5. hó

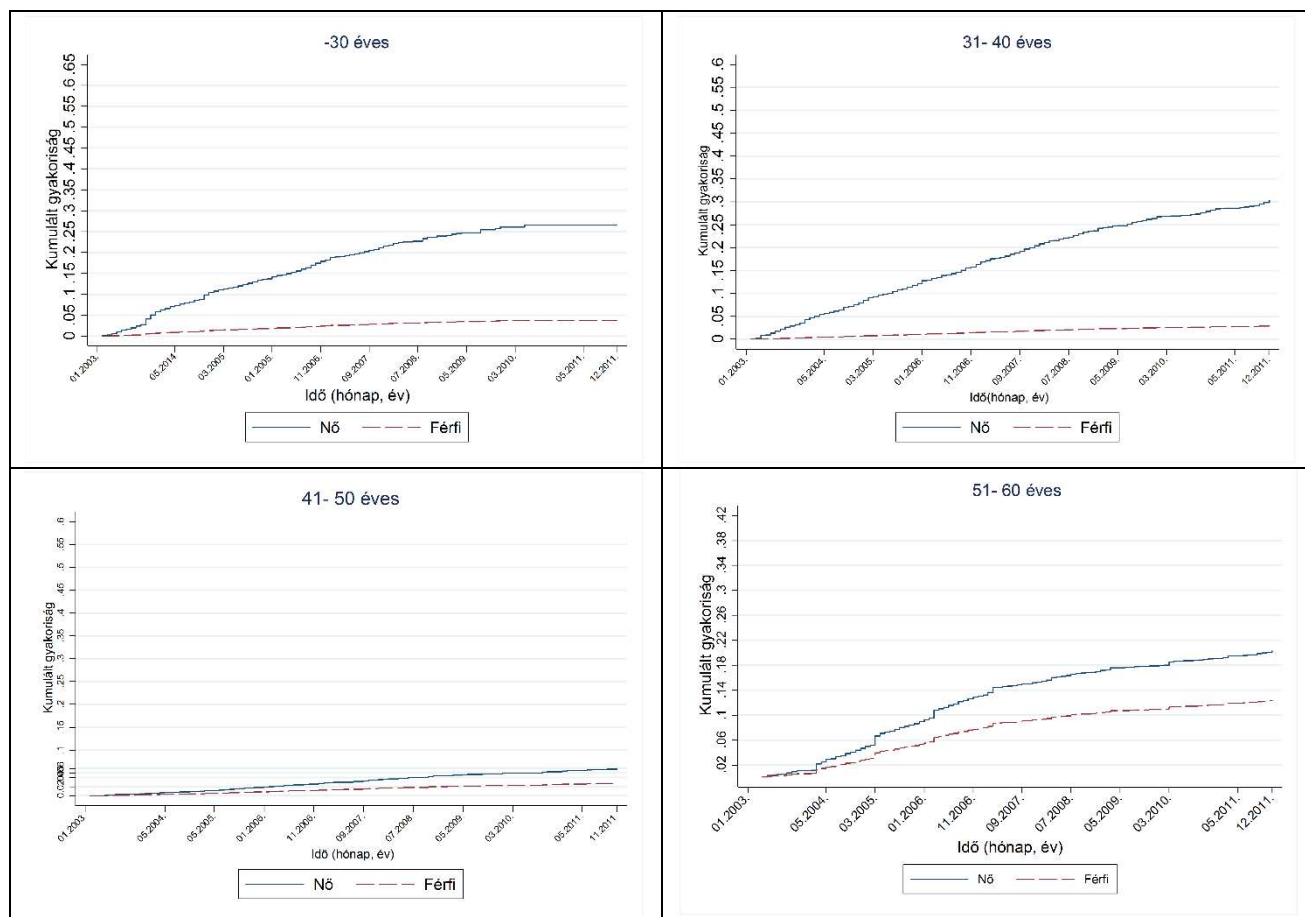
Mivel nagyon jelentősek a nemek szerinti különbségek, az inaktívvá válás kumulált gyakorisági függvényeit nemek szerint mutatjuk be. (19. ábra).

Az általános orvosok, nagyobb valószínűséggel kerülnek inaktív státuszba a legidősebb korcsoport kivételével. Az orvosként elért alacsonyabb relatív kereset még akkor is növeli az inaktív státuszba kerülés kockázatát, ha kontrollálunk az életkorra a két fiatal korcsoportnál. Mivel a fiatal orvosok azért kerülnek inaktív státuszba, mert gyermekgondozási szabadságra mennek, ez lehet, hogy egyszerűen csak azt a hatást mutatja, hogy közvetlenül a gyermekgondozási szabadság igénybe vétele előtt már kevesebb túlmunkát tudnak vállalni az orvosok, ezért keresetük is alacsonyabb. Nem találtunk regionális különbségeket az inaktívvá válás kockázatában.

Az ábrán látjuk, hogy a fiatal férfi orvosoknál gyakorlatilag nincs kiáramlás inaktív státuszba, míg a 30 évesnél fiatalabb orvosnők negyede, a 30-40 éveseknek pedig csaknem harmada került inaktív státuszba 2011 végéig. Ők a gyermekgondozási segély lejárta után, vagy hamarabb valószínűleg visszatérnek állásukba. A mintában átlagosan 13 hónapot töltöttek gyermekgondozási szabadságon, akik a gyermekgondozás miatt kerültek inaktív státuszba. A magas arányok viszont arra hívják fel a figyelmet, hogy a gyermekgondozási szabadság igénybevétele is fokozhatja átmenetileg az az orvoshiányt. Az 51-60 évesek között ismét kinyílik a nemek közötti olló, a nők hamarabb mentek nyugdíjba, mint a férfiak.

19. ábra

Kumulált gyakorisági függvények – inaktív státuszba kerül, nemek szerint



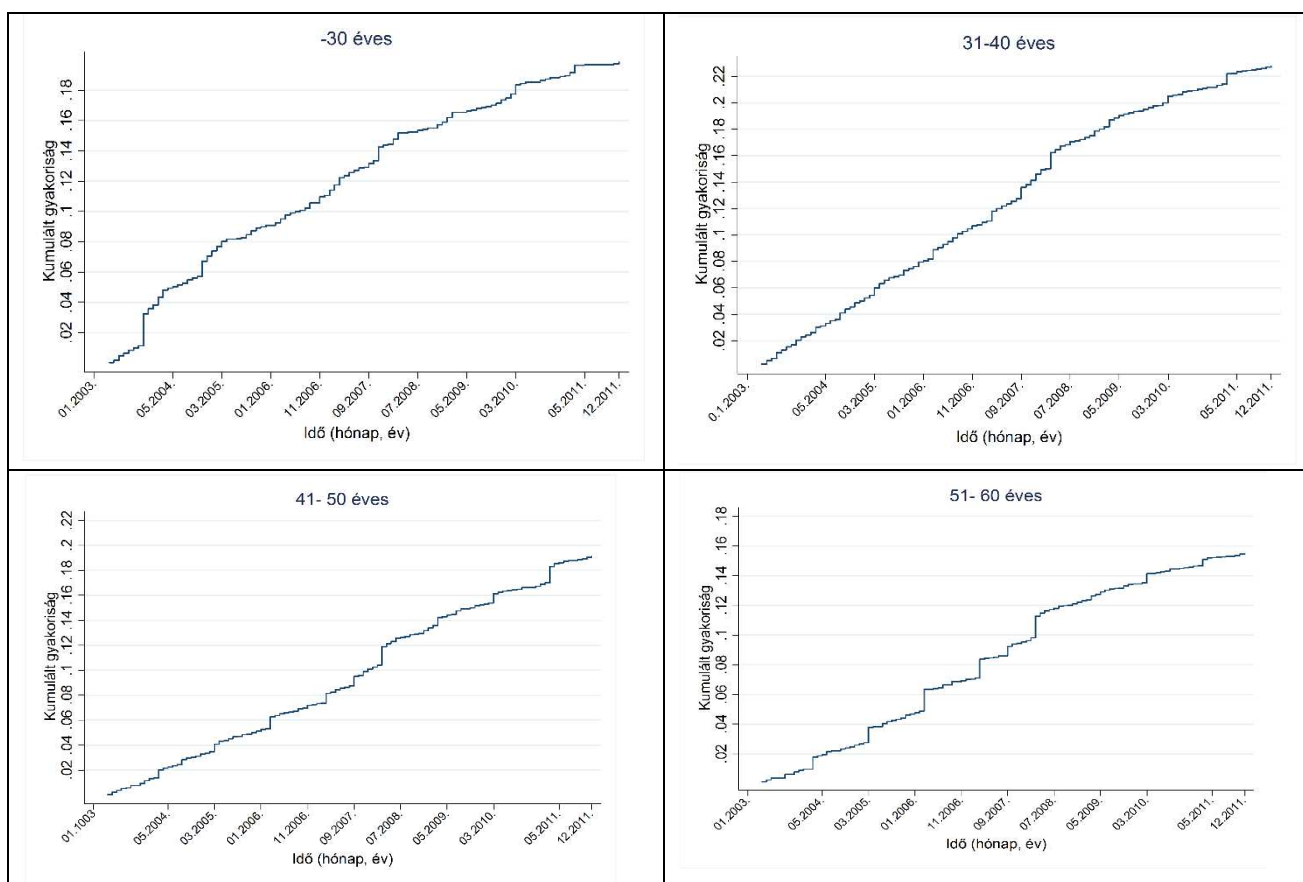
5.6. Belföldi pályaelhagyás

Korcsopontonként vizsgálva a *magyarországi pályaelhagyás* valószínűségének változását (20. ábra) azt látjuk, hogy valamennyi korcsoportban nagy arányban hagyták el az orvosi pályát és helyezkedtek Magyarországon más, nem orvos állásban az orvosok. A 31-40 évesek 20 százaléka, a 30 évesnél fiatalabb orvosok 18 százaléka hagyott fel a gyógyítással és helyezkedett el Magyarországon egyéb foglalkozásban és a két idősebb korcsoportból is az orvosok 14 százaléka ment el más állásba. Valamennyi korcsoportban nagyobb arányban

találtak a gyógyításon kívüli egyéb állást az orvosok, mint amilyen arányban külföldön kerestek állást. A kiáramlás a fiatalabb korcsoportokban, és az 51-60 évesek között 2007. szeptemberét, októberét enyhén lassult, de továbbra is gyors maradt²⁶.

20. ábra

Kumulált gyakorisági függvények korcsoportonként - Magyarországon pályaelhagyó



A 25. táblázat foglalja össze a versengő kockázati modellek eredményeit. A Magyarországon nem orvosi állásban elhelyezkedő, pályaelhagyók nagyobb valószínűséggel

²⁶ Ebben szerepet játszhatott a 2007-ben bevezetett 5 millió forintos orvoslátogatói díj is, melyet a gyógyszergyártóknak kellett orvoslátogatónként fizetni, ami a gyógyszergyártók egy orvoslátogatóra jutó bér- és járulékköltségét jelentősen megemelte, és ezért visszafoghatták ezeknek az alkalmazottaiknak a felvételét. (Erre Kovácsy Zsombor hívta fel a figyelmemet, amit köszönök.)

lesznek a nők, mint a férfiak. Akár a külföldre költözés kockázata, a belföldi pályaelhagyás kockázata is csökken az életkorral. Az általános orvosok és szakorvosok kisebb valószínűséggel helyezkednek el nem orvosi állásban, mint a fogorvosok. A relatív kereseteknek is szignifikáns hatása van a belföldi pályaelhagyás kockázatára.

A két fiatal korcsoport esetében azt is látjuk, hogy azok a fiatal orvosok, akiknek a munkahelyéről a megfigyelési hónapot megelőző három hónapban ment el orvos külföldre, azok nagyobb valószínűséggel helyezkednek el nem orvosként Magyarországon. Mivel - ahogy korábban láttuk-, ezekről a munkahelyekről külföldre is nagyobb valószínűséggel mennek el a fiatal orvosok, ez valószínűen a nehezebb munkakörülmények hatását mutatja.

25. táblázat

Magyarországon helyezkedik el nem orvosként

(Versengő kockázati modellek. Versengő kockázatok: külföldre megy dolgozni, inaktív, vagy munkanélküli státuszba kerül; meghal)

Változó	Szubhazard ráták				
	Teljes minta	<30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves
Nem (Férfi=1)	0,89 (0,036)	0,77 (0,083)	0,67* (0,049)	0,98 (0,077)	0,96 (0,081)
Életkor	0,99* (0,002)	-			
Általános orvos	0,64* (0,034)	0,59* (0,061)	0,73* (0,065)	0,53* (0,071)	0,41* (0,071)
Szakorvos	0,62* (0,027)	0,61 (0,120)	0,71* (0,057)	0,48* (0,038)	0,64* (0,055)
Relatív kereset a megfigyelést megelőző hónapban	1,12* (0,014)	1,56* (0,085)	1,18* (0,030)	1,15* (0,027)	1,10* (0,016)
Társak hatása	0,97 (0,048)	1,35** (0,143)	0,70* (0,068)	0,87 (0,090)	0,97 (0,111)
Közép-Dunántúl	0,97 (0,100)	0,83 (0,254)	0,96 (0,169)	0,80 (0,162)	1,10 (0,220)
Nyugat-Dunántúl	1,07 (0,110)	0,91 (0,286)	1,13 (0,202)	0,82 (0,171)	1,50 (0,266)
Dél-Dunántúl	0,69 (0,114)	0,45 (0,261)	0,85 (0,225)	0,73 (0,202)	0,54 (0,213)
Észak-Magyarország	0,75 (0,079)	0,95 (0,242)	0,68 (0,134)	0,59 (0,122)	1,08 (0,203)
Észak-Alföld	0,94 (0,085)	0,73 (0,212)	0,94 (0,150)	0,95 (0,155)	1,06 (0,192)
Dél-Alföld	0,90 (0,112)	1,09 (0,347)	1,10 (0,215)	0,64 (0,161)	1,10 (0,264)
EU csatlakozás (2004, május)	0,44 (0,114)	0,82 (0,335)	0,43 (0,156)	0,48 (0,268)	0 (0)
Ideiglenes munkavállalási korlátok feloldása (2011 május)	4,85 (0,752)	0 (0)	6,47 (2,668)	1,06 (0,090)	9,63 (6,774)

Referenciakategória: nő; fogorvos; lakóhely régiója Közép-Magyarország, nem 2004. 05. hó; nem 2011.05.hó

Standard hibák zárójelben. *Sznififikáns 1 %-os szinten, ** Sznififikáns 5 százalékos szinten. Sznififikáns 10 %-os szinten

5.7. Mit csinálnak a Magyarországon dolgozó pályaelhagyó orvosok?

Az eddigi elemzésből kirajzolódott, hogy nem csak a migráció idézi elő az orvoshiányt Magyarországon, hanem ugyanakkor mértékben a hazai pályaelhagyás is. Azt is láttuk, hogy azok az orvosok vállalnak inkább Magyarországon állást, akik relatíve többet keresnek társaiknál. A többi hasonló korú orvoshoz mért relatív kereseti előny azonban nem jelenti azt, hogy az versenyképes az alternatív állásokban elérhető keresetekkel. A 26. táblázat azt foglalja össze, hogy mekkora kereseti előnyért mennek el az orvosok. A táblázat az új állásban az első hónapi kereset és orvosként az utolsó hónapi kereset különbségét mutatja korcsoportonként, valamint azt, hogy ez, a más állásban elérhető kereseti nyereség mekkora hányada az orvosok (a mintából számított) összes, átlagos keresetének. Látjuk, hogy a fiatalabb korcsoportokból az orvosok 27-30 százalékos kereseti előnyért hagyják el a pályát, az idősebbek pedig 39 - 52 százalékkal magasabb keresetekért. Természetesen a pályaelhagyási döntésekben nem csak a keresetek, hanem egyéb megfontolások is szerepet játszhatnak (jobb munkakörülmények stb.) Ez az összehasonlítás azonban felhívhatja arra a figyelmet, hogy milyen mértékű orvosi béremelés kellene ahhoz, hogy megállítsa, vagy csökkentse a hazai pályaelhagyást.

26. táblázat

A Magyarországon dolgozó pályaelhagyó orvosok átlagos bruttó, havi kereseti nyeresége egy hónappal a pályaelhagyás után, Ft

Korcsoport	Átlagos bruttó kereseti nyereség havonta Ft (2011-es árakon)	Az orvosi átlagkeresetek arányában %
- 30 éves	63 553	30,4
31- 40 éves	68 137	26,9
41-50 éves	109 136	38,8
51-.60 éves	158 226	51,8
Együtt	109 583	39,9

Bár a közvélekedés azt tartja, hogy az orvosok főleg orvos-látogatóként, vagy gyógyszergyárakban egyéb beosztásokban, esetleg kutatóként, vagy az egészségügyi adminisztrációban dolgoznak tovább, az adatok azt mutatják, hogy sokféle ágazatban és nagyon sokféle foglalkozásban helyezkednek el a pályaelhagyást követően. A 27. és a 28. táblázat azt foglalja össze, hogy mely ágazatokban helyezkednek el a pályaelhagyó orvosok összevont és részletesebb ágazati bontásban, a 29. és 30. táblázat pedig azt, hogy milyen foglalkozásokban találnak munkát, megint csak összevont és részletesebb foglalkozási bontásban.

27. táblázat

A Magyarországon dolgozó, pályaelhagyó orvosok megoszlása új állásuk összevont ágazata szerint %

Ágazat	Arány
Gyógyszerforgalmazáshoz kapcsolódó	35,0
Kutatás, oktatás	25,0
Egyéb	40,0
Együtt	100

28. táblázat

A Magyarországon dolgozó, pályaelhagyó orvosok megoszlása új állásuk részletesebb ágazata szerint %

Ágazat	Arány
<i>Gyógyszerforgalmazáshoz kapcsolódó ágazatok</i>	
Kiskereskedelem	21,57
Nagykereskedelem	7,75
Reklám, piackutatás	3,31
Raktározás, szállítást kiegészítő tevékenység	2,42
<i>Oktatás-kutatás</i>	
Oktatás	10,01
Tudományos kutatás, fejlesztés	6,48
Egyéb szakmai, tudományos, műszaki tevékenység	4,65
Humán-egészségügyi ellátás	3,85
<i>Egyéb ágazat</i>	
Üzletvezetési, vezetői tanácsadás	3,31
Ingatlanügyletek	7,32
Egyéb feldolgozóipari tevékenység	2,21
Információ-technológiai szolgáltatás	1,96
Építész-mérnöki tevékenység	1,78
Adminisztratív-, kiegészítő egyéb üzleti tevékenység	1,56
Víztermelés, - kezelés, - ellátás	1,48
Kiadói tevékenység	1,4
Speciális szakképesítést igénylő egyéb foglalkozások	1,37
Gépjármű-, motorkerékpár kereskedelme	1,29
Egyéb pénzügyi tevékenység	1,24
Állat-egészségügyi ellátás	1,13
Egyéb ágazatok (melyek aránya kisebb 1 %-nál)	13,91
Együtt	100

Az 27. táblázatban az ágazatokat úgy csoportosítottuk, hogy az első csoportba azokat az ágazatokat soroltuk, melyek valószínűleg a gyógyszerforgalmazáshoz kapcsolódnak, a másodikba az oktatás, kutatás és humán-egészségügyi ellátást, végül az egyéb ágazatokat. Azokat az ágazatokat nem sorolja fel a táblázat részletesen, ahol a pályaelhagyó orvosok kevesebb, mint 1 százaléka dolgozik. A pályaelhagyó orvosok 35 százaléka helyezkedett el olyan állásokban, mely valószínűleg a gyógyszerforgalmazással kapcsolatos és 25 százalékuk

a kutatásban, oktatásban. Vagyis a pályaelhagyók többségének, 60 százalékának az új állása valamilyen módon kapcsolódik tanulmányaihoz. 40 százalékuk viszont egyéb ágazatokban helyezkedik el.

A pályaelhagyók új foglalkozás szerinti megoszlása még változatosabb képet mutat. A pályaelhagyó orvosok 18,5 százaléka az egészségügyi ágazaton kívüli menedzseri foglalkozásban helyezkedett el, 21 százaléka a gyógyszergyártáshoz kapcsolódó foglalkozásokban, 18,5 százalékuk új foglalkozása kapcsolódott a gyógyszerforgalmazáshoz, ők az „orvoslátogatók”, és 60 százalékuk olyan munkakörökben ment el, mely az egészségügyi ágazaton kívül van, és aránya kevesebb, mint 2 százalék.

29. táblázat

A Magyarországon dolgozó, pályaelhagyó orvosok megoszlása új állásuk összevont foglalkozási csoportja szerint %

Foglalkozási csoport	Arány
Menedzseri foglalkozás az egészségügyi ágazaton kívül	18,5
Gyógyszergyártáshoz kapcsolódó foglalkozás	20,7
Gyógyszerforgalmazás	18,5
Egyéb foglalkozás az egészségügyi ágazaton kívül	42,3
Együtt	100

30. táblázat

A Magyarországon dolgozó, pályaelhagyó orvosok megoszlása új állásuk részletesebb foglalkozása szerint %

FEOR	Arány
<i>Gyógyszergyártáshoz kapcsolódó foglalkozások</i>	
Gyógyszerész, szakgyógyszerész	18,65
Kémikus	2
<i>Vezetői foglalkozások az egészségügyön kívül</i>	
Gazdasági, költségvetési szervezet vezetője ²⁷	11,33
Szociális tevékenységet folytató egység vezetője	2,47
Kereskedelmi tevékenységet folytató egység vezetője	2,02
Országos és területi közigazgatás, igazságszolgáltatás	2,68
<i>Gyógyszerforgalmazáshoz közvetlenül kapcsolódó foglalkozások</i>	
Kereskedelmi tervező, szervező	8,11
Egyéb magasan képzett ügyintéző	4,25
Piackutatás, reklám és marketing tevékenység	3,59
Ügynök (a biztosítási ügynök kivételével)	2,52
<i>Egyéb foglalkozások</i>	
Fegyveres szervek felsőfokú képzettséget igénylő foglalkozása	2,03
Egyéb foglalkozások (melyek aránya kisebb 2 %-nál)	59,64
Együtt	100

5.8. Visszatérő migráció

A külföldre költöző orvosok egy része valamennyi idő elteltével visszatért Magyarországra a megfigyelési periódusban. A 21. ábra az empirikus Kaplan-Meier túlélési függvényeket mutatja, a külföldi “túlélési időt”, tehát a kivándorolt orvosoknak azt a hányadát, akik egy meghatározott idő elteltével még mindig külföldön dolgoznak.

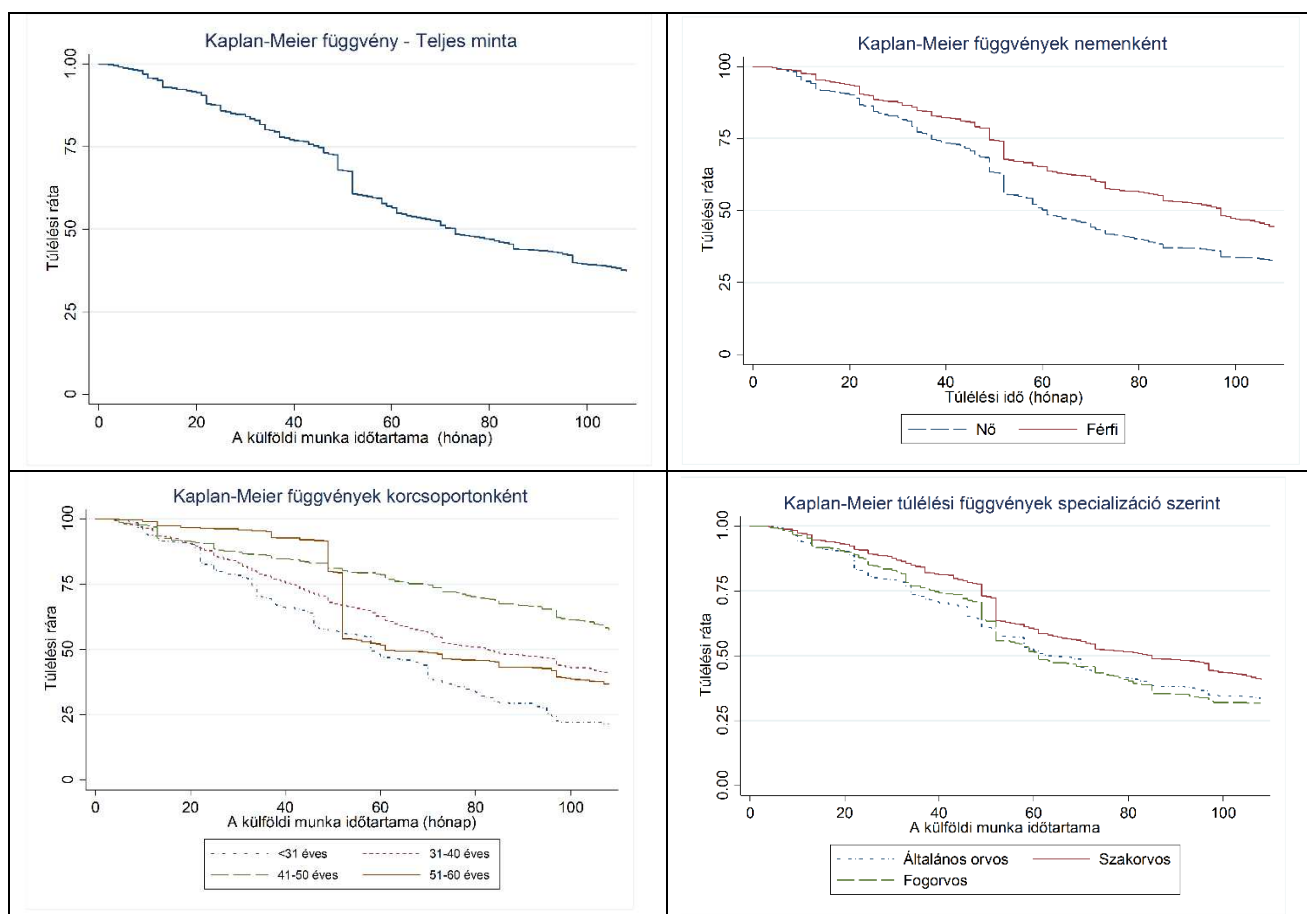
Az ábrák bemutatják a teljes mintára, valamint a nemek szerint, korcsoportok szerint és az orvosi specializáció szerint számított Kaplan-Meier függvényeket. Azok az orvosok,

²⁷ Az ilyen munkakörökben elhelyezkedő orvosok egy része lehet, hogy orvosi mikro-vállalat vezetőjeként dolgozik tovább, vagyis egy részük lehet, hogy nem tényleges pályaelhagyó. Ez hozzájárulhat ahhoz, hogy eredményeink szerint a fogorvosok nagyobb valószínűséggel lesznek pályaelhagyók.

akik 2003 januárja és 2011 decembere között hagyták el az országot átlagosan 54 hónapot dolgoztak külföldön. A legfiatalabb, a 31 évnél fiatalabb orvosok átlagosan 42 hónapot töltöttek külföldön, a 31-40 évesek és 41-50 évesek átlagosan 59 hónapot, az 51-60 évesek pedig 53 hónapot. Annak, hogy a legfiatalabb orvosok töltötték a legrövidebb időt külföldön, valószínűleg az a magyarázata, hogy nagy részük tanulási céllal ment külföldre, és tanulmányai befejezése után visszatért a magyar egészségügybe tanulmányai befejezése után. A 41-50 éves orvosok közül 60 százalék a megfigyelési periódus végén is külföldön dolgozik, a 31-40 évesek 45 százaléka és az 51-60 évesek 40 százaléka. Ők már kis valószínűséggel térnek majd vissza a magyar egészségügybe dolgozni.

A teljes mintára számított és a nemek szerinti túlélési függvények azt mutatják, hogy az 1. és 48. hónap között egyenletes volt a hazaáramlás a külföldi munkából, majd a 49. és 50. hónap között a hazaáramlás hirtelen megnőtt, ezután pedig lelassult. A nemek szerinti ábrán azt látjuk, hogy az 1. és 50. hónap között nem volt nagyobb különbség a hazaáramlásban nemek szerint. Ezt követően a nők hazaáramlása felgyorsult és nagyobb arányban térnek haza, mint a férfiak. A korcsoportok szerinti különbségek részben magyarázhatják ezt a mintázatot. Az ábrán látjuk, hogy az 50. hónap körül az 51-60 évesek hazaáramlása gyorsult fel komoly mértékben. Úgy tűnik, hogy a nyugdíjkorhatárhoz közeledve a külföldön dolgozó orvosok hazatérnek és még valamennyi időt dolgoznak a magyar egészségügyben.

21. ábra

A külföldön dolgozó orvosok hazatérő migrációja – Kaplan-Meier túlélési függvények

A 30. táblázat a hazatérő migrációra számított Cox proporcionális hazard modell eredményeit közli. A férfiak 20 százalékkal kisebb valószínűséggel térnek vissza, mint a nők. Minél idősebb a kivándorolt orvos, annál kisebb a valószínűsége annak, hogy hazatér. A hazatérés hazardja 97 százalékkal kisebb az általános orvosok, és 99 százalékkal kisebb a szakorvosok, mint a fogorvosok esetében. A legfiatalabb korcsoportba tartozó orvosok 46 százalékkal nagyobb valószínűséggel térnek haza, mint az egyéb korcsoportba tartozók. Az idősebb korcsoportok között nincs különbség a hazatérés valószínűségében. A legfiatalabbak nagyobb hazatérési valószínűsége, ahogy korábban említettem minden bizonnyal azzal függ össze, hogy ők tanulási céllal mennek külföldre, és tanulmányaik befejezése után először hazatérnek. Egy részük később ismét külföldön vállalhat állást.

31. táblázat

Visszatérő migráció az orvosok között - Cox proportional hazard modell

Változó	Hazard ráta
Férfi	0,82* (0,041)
<31 éves	1,46* (0,104)
31-40 éves	1,14 (0,082)
41-60 éves	1,06 (0,083)
Általános orvos	0,04* (0,008)
Szakorvos	0,02* (0,005)
Megfigyelt hónapok száma: 187 195	
Megfigyelt egyének száma: 2 749	
Hazatéréssel végződő esetek száma: 1 713	
Kockázati hónapok száma: 187 195	
Robusztus standard hibák zárójelben. * Szignifikáns 1%-os szinten.	
Referencia csoport: nő; fogorvos, 41-50 éves	

A mintánkban a külföldön munkát vállaló orvosok 90 százaléka csak egyszer vállalt külföldön állást a megfigyelési periódus 108 hónapja alatt, és csak a maradék 10 százalék esetében fordult elő az, hogy a külföldi munkavállalás után hazatértek, majd ismét külföldre mentek. Az eredményeink azt mutatják, hogy a külföldön munkát vállaló orvosok nagyjából fele tekinthető permanensen külföldön dolgozónak.

5.9. Összefoglalás

Ebben a fejezetben az orvosok különböző okból történő pályalehagyását vizsgáltuk. 2003 és 2011 között Magyarországon az orvosok igen nagy hányada hagyta el véglegesen, vagy időlegesen az orvosi pályát, vagy költözött külföldre. Az eredmények azt mutatták, hogy az EU csatlakozás nem volt hatással az orvosok kivándorlása, de az ideiglenes munkavállalási korlátozások feloldása Ausztria és Németország részéről 2011 májusában jelentősen növelte a

külföldi munkavállalás valószínűségét. Közvetlenül az EU csatlakozás után először az 50-60 éves orvosok kiáramlása volt a leggyorsabb, de 2007 elejétől ebben a korcsoportban megállt a kiáramlás egészen 2010 tavaszáig. A fiatal korcsoportokban folyamatosan, de a megfigyelési időszak kezdetén nem túl gyors a kiáramlás. Valamennyi korcsoportban jelentősen gyorsult a külföldre áramlás először 2010 tavasza után, majd tovább gyorsult 2011 májusától. A férfiak külföldre költözési kockázata a fiatal korcsoportokban nagyobb, mint a nőké, majd ez a különbség eltűnik és az 50-60 évesek közül a nők költöznek nagyobb valószínűséggel külföldre. A 2010 tavaszát követő gyorsulás magyarázatával ez a tanulmány adós maradt, a kérdés további vizsgálatokat igényel. A külföldre költözési döntésekben meghatározó szerepe van az orvosok relatív keresetének. Az alacsonyabb relatív kereset növeli a külföldi munkavállalás valószínűségét. Ugyanakkor a hazatérő migráció is jelentős, amiből a magyar egészségügy profitálhatna, abban az esetben, ha a hazatérő orvosok külföldön szerzett tudásukat és készségeiket hasznosítani tudnák itthoni munkahelyükön.

Magyarországon az orvosok külföldre vándorlása mellett ugyanolyan súlyú probléma a belföldi pályaelhagyás is, tehát az, hogy az orvosok itthon helyezkednek el más, nem orvos állásban. A belföldi pályaelhagyást inkább azok az orvosok választják, akiknek az országos átlagkeresethez mért relatív keresete nagyobb, tehát akik sikeresebbek. Az új állásokban a pályaelhagyó orvosok átlagosan 40 százalékos kereseti előnyhöz jutnak a pályamódosítás révén. A pályamódosítás nem korlátozódik a fiatal orvosokra, az idősebb korcsoportokhoz tartozó orvosok is nagy arányban hagyják el a pályát. Ezekben a döntésekben valószínűsíthetően a magasabb nyugdíj elérése is motivációt jelent. A pályaelhagyó orvosok nagyjából 40 százaléka olyan állásokban helyezkedik el, mely nem kapcsolódik végzettségükhöz.

Az inaktív státuszba kerülés a nyugdíjazások miatt természetes folyamat, de nem csak a nyugdíjba vonulás magyarázza, hogy csaknem ugyanolyan arányban kerülnek inaktív

státuszba az orvosok, mint vállalnak külföldön állást, vagy hagyják el a pályát Magyarországon. A fiatal korcsoportokban is nagy arányban kerülnek a fiatal orvosok inaktív státuszba a gyermekgondozási szabadság igénybe vétele miatt, ami - ha átmenetileg is - fokozza az orvoshiányt. Mivel a fiatal korcsoportokban növekszik a nők aránya az orvosok között, ezért ez a probléma a közeljövőben várhatóan még nagyobb lesz.

Az európai és OECD országok tapasztalatai szerint az orvosok migrációjának megállítására kevés esély van. Bár a migráció csökkenthető a munkakörülmények javítása és bérpolitika segítségével, de a magyar egészségügy reálisan nem versenyképes hét-tízszeres fizetésekkel, amit az elvándorló orvosok elérhetnek. A belföldi pályaelhagyás csökkentése viszont reális cél lehet. Számításaink szerint 40-50 százalékos, nem egyszeri, hanem tartósan értékálló béremelés már jelentősen csökkenthetné az orvosok belföldi pályaelhagyását, ami enyhíthetné az orvoshiányt Magyarországon. Ha az orvosok kivándorlása és pályaelhagyása a megfigyelt ütemben folytatódik, akkor nehéz lesz megállítani az egészségügyi szolgáltatások minőségének romlását.

ÖSSZEGZÉS

Az értekezés bemutatta, hogy Magyarországon nemzetközi összehasonlításban rendkívül kicsi a foglalkozási mobilitás. A mobilitás különösen kicsi azokban az iskolázottsági csoportokban, melyek tanulmányaik során elsősorban, vagy nagyobb mértékben szereztek szak-specifikus ismereteket, így a szakmunkás/szakiskolai végzettségűek és a diplomások körében. Ezek az eredmények egybevágóak a foglalkozás-specifikus és általános ismeretekkel kapcsolatos elméleti feltevésekkel, a foglalkozás-specifikus ismeretek növekedésével csökken a foglalkozási mobilitás valószínűsége, mivel a foglalkoztatás-

változtatásnak nagyobb költségei vannak azok számára, akik több foglalkozás-specifikus ismerettel rendelkeznek, mert foglalkozás-specifikus emberi tőkéjük egy része elvész foglalkozás-változtatás esetén. A szakmunkás/szakiskolai végzettségűek esetében nem csak a foglalkozás-specifikus emberi tőke elvesztése csökkenti a mobilitás valószínűségét, hanem az is, hogy ennek a végzettségi csoportnak kevés a transzferálható ismerete, általános készségei, ezért ők foglalkozás-változtatás esetén a foglalkozási hierarchiában nagyobb valószínűséggel mozdulnak el lefelé, vagyis foglalkozás-változtatásaik nem önkéntesek. A felsőfokú végzettségűek változtatnak ugyan a legkisebb valószínűséggel foglalkozást, de ők nagyobb valószínűséggel mozdulnak el felfelé a foglalkozási-hierarchiában, vagyis foglalkozás-változások nagyobb valószínűséggel önkéntesek, és a karrierút állomásai lehetnek.

A diplomások kismértékű foglalkozási mobilitása egyrészt a felsőoktatás intézményi feltételeinek a következménye, de szerepet játszanak a munkaerő-piaci intézményi feltételek is a mobilitás alakulásában. A felsőoktatás intézményi feltételei közül fontos szerepet játszik a mobilitás alakulásában, hogy a magyar felsőoktatási rendszer nagy súlyt fektet a szak-specifikus ismeretek átadására, a felsőfokú tanulmányok kezdetétől. A magyar felsőoktatási rendszer, a bolognai rendszer bevezetésének sajátosságai miatt is, kevésbé ad lehetőséget a flexibilis tanulmányi utakra. Ezzel együtt a központi kormányzat meghatározó szerepet játszik a felsőoktatási programkínálat alakításában. A korlátozások arra ösztönzik a felsőoktatásba jelentkezőket, hogy olyan jelentkezési, tanulmányi stratégiákat dolgozzanak ki, melyek a tanulmányaik meghosszabbításával járnak, nagy hallgatói mobilitást eredményeznek. A felsőoktatásban végzettek foglalkozási pozícióját nagymértékben meghatározza, hogy milyen szakon végeztek, annál is inkább, mert Magyarországon nemzetközi összehasonlításban nagy a meghatározott képesítéshez kötött foglalkozások aránya. Ezért a hallgatók arra vannak ösztönözve, hogy megpróbáljanak olyan szakokon is végzettséget szerezni, melyek munkaerő-piaci lehetőségei kedvezőbbek, azon az áron is, hogy

így meghosszabbodik tanulmányi idejük. A többféle végzettség megszerzése, a tanulmányok képzésterületének változtatása az egyének foglalkoztathatóságát, alkalmazkodóképességét komolyan javíthatja, de növeli a felsőfokú tanulmányok költségeit is, és a tanulmányi idő meghosszabbodása következtében lassíthatja az alkalmazkodást a változó munkaerő-piaci igényekhez. A kismértékű foglalkozási mobilitás felerősítheti a munkaerő-hiányt a bővülő szektorokban és lassíthatja a gazdasági átalakulást. Komoly nehézségeket okozhat ugyanakkor a közszférában is, mivel a közszolgáltatások nagy része, az oktatás, egészségügy nagyon munka-intenzív ágazat. Ezekben az ágazatokban a csekélyebb mértékű kiáramlás is, ha nem kíséri megfelelő méretű beáramlás, mennyiségi és minőségi hiányhoz vezethet. Az értekezés bemutatta, hogy a diplomások foglalkozás-változtatásai, pályaelhagyása, a felsőoktatási expanzióval, a felsőfokú végzettséget igénylő munkahelyek arányának növekedésével egyidejűleg, egyre komolyabban veszélyezteteti közszolgáltatások megfelelő szintű biztosítását, és mivel a közszférában dolgozó diplomások nagy része, az orvosok, pedagógusok hosszú tanulmányi idő után, sok szak-specifikus ismerettel rendelkeznek, pályaelhagyásuk komoly emberi tőke veszteséggel is jár.

Hivatkozások

- Allen, J. – Arnesen, C. Å.- Calmand, J. - Frontini, M. - Paul, J-J. – Rostan, M. – Schomburg, H. – Støren, L. A. - Teichler, U. - van der Velden, R. (2007): The flexible professional in the knowledge society: General results of the REFLEX project. Research Centre for Education and the Labour Market Maastricht University. 2007.
- Altonji, J. G. - Blom, E. - Meghir, C. (2012): Heterogeneity in human capital investments: High school curriculum, college major, and careers. *Annual Review of Economics* 4. 1. 185-223. old.
- Altwickler-Hámori Sz.– Lovász A. (2013): A köz- és a magánszféra kereseti különbségei Magyarországon, 2002–2008 Javíthat-e hosszú távon a közalkalmazottak relatív helyzetén egy 50 százalékos béremelés? *Közgazdasági Szemle*, LX. évf., 2013. május 500–522. o.
- Andersen, T. - Haahr, J. H.- Hansen, M. E. - Holm-Pedersen, M. (2008). Job mobility in the European Union: Optimising its social and economic benefits. Final report for the European Commission, DG for Employment, Social Affairs and Equal Opportunities by the Danish Technological Institute.
- Arcidiacono, P. (2004): Ability sorting and the returns to college major. *Journal of Econometrics* 121. 343 -375. old.
- Balogh, A.–Róbert, P. (2008): Foglalkozási mobilitás Magyarországon, 1992–2007. In: Kolosi Tamás-TóthIstván György (ed.): Társadalmi riport, 2008. Társi, Budapest, 46–65. old.
- Balázs P. dr. (2012): Orvosi létszámok és a nemzetközi orvosmigráció aktuális hatása Magyarországon. *Orvosi Hetilap* 153. évf. 7. szám 250–256. old.
- Bardhan, A. - Hicks, D.L. – Jaffee, D. (2013): How responsive is higher education? The linkages between higher education and the labour market. *Applied Economics* 45.10 1239-1256. old.
- Barone, C. - Lucchini, M. – Schizzerotto, A. (2011). Career mobility in Italy: A growth curves analysis of occupational attainment in the twentieth century. *European Societies* 13. 3. 377-400. old.
- Becker, G. S. (1975): *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* (2nd Edition). The University of Chicago Press.
- Becker, S. O. – Ichino, A. (2002): Estimation of average treatment effects based on propensity scores. *The Stata Journal* Vol. 2 No. 4.
- Berde É. – Scharle Á. (2004): A kisvállalkozók foglalkozási mobilitása 1992 és 2001 között. *Közgazdasági Szemle*, LI. évf. 2004. április 346–361. old.
- Berger, M. (1988): Predicted future earnings and choice of college major. *Industrial and Labor Relations Review*, 41. 418-429. old.
- Betts, J. (1996): What do students know about wages? Evidence from a survey of undergraduates. *The Journal of Human Resources* 31 (1) 27-57. old.
- Bidwell, P.–Humphries, N.–Dicker, P.–Thomas, S.–Normand, C.–Brugha, R. (2013): The national and international implications of a decade of doctor migration in the Irish context. *Health Policy*, Vol. 110. No. 1. 29–39. old. <http://dx.doi.org/10.1016/j.healthpol.2012.10.002>
- Boeri, T. – Flinn, C. J. (1999): Returns to Mobility in the Transition to a Market Economy. *Journal of comparative economics* 27.1. 4-32. old.

Boeri, T. - Jimeno, J. F. (2005): The effects of employment protection: Learning from variable enforcement. *European Economic Review*, 49 (8), 2057-2077. old.

Bognár G. – Gál R. I. – Kornai J. (2000): Hálapénz a magyar egészségügyben. *Közgazdasági Szemle*, XLVII. évf., 2000. április 293–320. old.

Bonin, H. - Eichhorst, W.- Florman, C.- Hansen, M. O.- Skiöld, L.- Stuhler, J.- Zimmermann, K. F. (2008): Geographic mobility in the European Union: Optimising its economic and social benefits .Vol. 19. IZA research report.

Borghans, L. - Golsteyn, B. (2005): Human Capital Accumulation over the Life-Cycle: Reasons and Costs of Learning at a Higher Age. <http://www.iies.su.se/~prado/Timing.pdf>

Borghans, L. - Golsteyn, B. (2006): Skill Transferability, Regret and Mobility. IZA Discussion paper 2021, IZA Bonn

Boudarbat, B. (2004): Earnings and community college field of study in Canada. IZA Discussion paper 1156, IZA Bonn

Brunello, G. – Lucifora, C. - Winter-Ebmer, R. (2001): The Wage Expectations of European College Students. IZA Discussion Paper Series No. 299.

Buchan, J. (2006): Migration of health workers in Europe: policy problem or policy solution? In: Dubois, Carl-Ardy – McKee, Martin- Nolte, Ellen (Eds.): *Human resources for health in Europe*. European Observatory for Health Systems and Policies Series. Open University Press 41-63. old.

Buchan, J. – Wismar, M. – Glinos, I.A. –Bremner, J. (eds) (2014) : *Health Professional Mobility in a Changing Europe* New dynamics, mobile individuals, and diverse responses. European Observatory on Health Systems and Policies. Observatory Studies Series 32. Vol II. <http://dx.doi.org/10.1016/j.healthpol.2015.08.010>

Burda, M. C., - Bachmann, R. (2008). Sectoral Transformation, Turbulence, and Labor Market Dynamics in Germany. IZA Discussion Paper (3324).

Campos, N. F. - Dabušinskas, A. (2009). So many rocket scientists, so few marketing clerks: Estimating the effects of economic reform on occupational mobility in Estonia. *European Journal of Political Economy*, Vol. 25, pp. 261–275. old.

Campos, N. F. - Dabušinskas, A. (2003): So Many Rocket Scientists, So Few Marketing Clerks: Occupational Mobility in Times of Rapid Technological Change. William Davidson Working Paper No. 552. William Davidson Institute.

Carrillo-Tudela, C. - Hobijn, B.- She, P. - Visschers, L. (2016). The extent and cyclicity of career changes: Evidence for the UK. *European Economic Review*, 84, 18-41. old.

Chen, X. - Fougère, M. – Lin Z. (2008): Inter-occupational Labour Mobility in Canada, 1994-2005: Evidence from the SLID Policy Research Human Resources and Social Development Canada. 2008. április

Chevalier, A. – Conlon, G. (2003): Does it pay to attend a prestigious university. Centre for the Economics of Education. Discussion Papers. London.

Chevalier, A. – Dolton, P. J.– McIntosh, S. (2001): Recruiting and Retaining Teachers in the UK: An Analysis of Graduate Occupation Choice from the 1960s to the 1990s. Centre for Economics of Education, London.

COM (2002) 72: COMMUNICATION FROM THE COMMISSION TO THE COUNCIL
Commission's Action Plan for skills and mobility. Brussels, 08.02.2002.

Coviello, V. – Boggess, M. (2004): Cumulative incidence estimation in the presence of competing risks. *The Stata Journal*. 4: 103–112. old.

Davis, S. J. - Haltiwanger, J. (2014): Labor market fluidity and economic performance. NBER Working Papers. w20479. National Bureau of Economic Research.

Dex, S. - Lindley, J. - Ward, K. (2007) Vertical occupational mobility and its measurement. Working Paper. Department of Economics. University of Sheffield ISSN 1749-8368.

Docquier, F.–Bhargava, A. (2007): A New Panel Data Set on Physicians' Emigration Rates (1991–2004). World Bank, Washington, DC. <http://go.worldbank.org/9Y0NKDQK60>

Dolton, P. J. (1990): The economics of UK teacher supply: The graduate's decision. *The Economic Journal*, 100 (400), 91-104. old.

Dolton, P. – Tremayne, A. - Tsung-Ping C. (2003): The Economic Cycle and Teacher Supply. A paper commissioned by the Education and Training Policy Division, OECD, for the Activity Attracting, Developing and Retaining Effective Teachers March.

Dolton, P. J. - Kidd, M. P. (1998): Job changes, occupational mobility and human capital acquisition: An empirical analysis. *Bulletin of Economic Research*, 50 (4), 265–295. old.

Dolton, P. - van der Klaauw, W. (1995). Leaving teaching in the UK: A duration analysis. *The Economic Journal*, 105 (429), 431–444. old.

Dolton, P. - Van der Klaauw, W. (1999): The turnover of teachers: A competing risks explanation. *The Review of Economics and Statistics*, 81 (3), 543-550. old.

Dominitz, J. – Manski, C. F. (1996): Eliciting Student Expectations of the Returns to Schooling. *The Journal of Human Resources*, Vol. 31. No.1. 1-26

Due, J. R. (2016). Due Occupational mobility in Norway Department of Economics University of Oslo 2016. május

Dussault, G. – Fronteira, I. – Cabral, J. (2009): Migration of health personnel in the WHO European Region. World Health Organization 2009. http://www.euro.who.int/__data/assets/pdf_file/0010/95689/E93039.pdf

Egészségügyi Minisztérium (2009) Tájékoztató az Országgyűlés Egészségügyi Bizottsága részére az egészségügyben dolgozók létszámhelyzetének alakulásáról. 2009. március www.medicalonline.hu/download.php?id=51

Eide, E. – Goldhaber, D. – Brewer, D. (2004): The teacher labour market and teacher quality. *Oxford Review of Economic Policy* 20.2 (2004): 230-244. old.

Eke E. – Girasek E. – Szócska M. (2009): Migráció a magyar orvosok körében. *Statistikai Szemle*, 87. évfolyam 7—8. szám 295-827.old.

Eke, E. - Girasek, E. - Szócska, M. (2011). From melting pot to laboratory of change in central Europe: Hungary and health workforce migration. In: Wismar, M. - Maier, C.B. - Glinos, I. A. - Dussault, G.-. Figueras J. (Eds.): *Health professional mobility and health systems: Evidence from 17 European countries. Observatory studies series 23*. Geneva: World Health Organization

Elek P.–Szabó P. A. (2013): A közszférából történő munkaerő- kiáramlás elemzése Magyarországon. Közgazdasági Szemle, LX. évf., 2013. május 601–628. old.

Elliott, R. JR- - Lindley, J. (2006): Skill specificity and labour mobility: Occupational and sectoral dimensions. The Manchester School 74.3 389-413 old.

Eriksson, T. – Westergaard-Nielsen, N. (2007): Wage and Labour Mobility in Denmark NBER Working Paper Series 13064.

Ester, P. – Krieger, H. (2008): Comparing labour mobility in Europe and the US: facts and pitfalls OVER. WERK Tijdschrift van het Steunpunt WSE / Uitgeverij Acco 3-4/2008

Európai Bizottság (2012): Commission Staff Working Document on an Action Plan for the EU Health Workforce, Strasbourg, 18.4.2012 SWD (2012) 93 final; http://ec.europa.eu/health/workforce/docs/staff_working_doc_healthcare_workforce_en.pdf

Eurydice (2000): Two Decades of Reform in Higher Education in Europe. 1980 onwards.

Filippidis, F. T. (2015): Emigrating young physicians leave Greece with an ageing health workforce. Journal of Public Health. First published online December 29. <http://dx.doi.org/10.1093/pubmed/fdv193>

Fine, J. - R. Gray (1999): A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk. Journal of the American Statistical Association. 94: 496–509. old. <http://dx.doi.org/10.1080/01621459.1999.10474144>

Friedman, M. – Kuznets, S. (1945): Income from Independent Professional Practice. National Bureau of Economic Research, New York

Frijters, P. - Shields, M.I A. - Wheatley Price, S. (2004): To Teach or Not to Teach? Panel Data Evidence on the Quitting Decision,"IZA Discussion Papers 1164, Institute for the Study of Labor (IZA).

Fritzell, A (1998): The current Swedish Model of University Governace. Background and Description, National Agency for Higher Education Högskoleverket Studies. 10.

Galasi P. (2004a): A felsőfokú végzettségű munkavállalók reallokációja, 1994-2002, In: Fazekas K. - Varga J. (szerk.) Munkaerő-piaci tükrő 2004, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont - Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 2004, pp 56-63 old.

Galasi P. (2004b): Túlképzés, alulképzés és bérhozam a magyar munkaerőpiacon, 1994–2002. Közgazdasági Szemle, LI. évf. 2004. május 449–471. old.

Galasi P. (2004c): Valóban leértékelődtek a felsőfokú diplomák? A munkahelyi követelmények változása és a felsőfokú végzettségű munkavállalók reallokációja Magyarországon 1994 – 2002. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont Munkaerő-piaci Kutatások Műhelye - Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Emberi Erőforrások Tanszék Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek BWP. 2004/3

Galasi, P. (2004bd: A felsőfokú végzettségű pályakezdők munkaerő-piaci sikeressége, In: Fazekas K. - Varga J. (szerk.) Munkaerőpiaci tükrő 2004, MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont - Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 2004, 110-118. old.

Galasi, P. (2004e): Job-training of Hungarian higher-education graduates, *Society and Economy*, Vol 26. 1. 105-125.old.

Galasi P. - Varga J. (2006): Hallgatói létszám és munkaerő-piac. Felsőoktatási Kutatóintézet. Budapest, 2006.

Galasi, P. (2008): A felsőfokú végzettségű munkavállalók munkaerő-piaci helyzete és foglalkozásuk iskolai végzettségük illeszkedése. BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék. BWP – 2008/3

Gathmann, C. – Schönberg, U (2010): How general is human capital? A task-based approach. *Journal of Labor Economics* 28.1 1-49. old.

Gangl, M. (2003). The only way is up? Employment protection and job mobility among recent entrants to European labour markets. *European Sociological Review*, 19 (5), 429–449. old.

Giesecke, J. – Schindler, S. (2008): Field of Study and Flexible Work A Comparison between Germany and the UK. *International Journal of Comparative Sociology*. Vol 49 (4–5): 283–304. old.

Gilpin, G. A. (2011) Reevaluating the effect of non-teaching wages on teacher attrition. *Economics of Education Review* 30 (2011) 598–616. old.

Girasek E. - Csernus R. - Ragány K. - Eke Edit (2013): Migráció az egészségügyben. *Magyar Tudomány* 2013.3. sz. 292-298.old.

Glinos, I. A (2015): Health professional mobility in the European Union: Exploring the equity and efficiency of free movement Health Policy, Volume 119. Issue 12. 1529 – 15362 <http://dx.doi.org/10.1016/j.healthpol.2015.08.010>

Glinos, I. A. (2014): Going beyond numbers: A typology of health professional mobility inside and outside the European Union. *Policy and Society* 33 (2014) 25–37. old.

Goldsmith, A. H. - Veum, J. R. (2002): Wages and the composition of experience. *Southern Economic Journal* (2002): 429-443. old.

Gooley, T. A. – Leisenring, W. – Crowley, J. – Storer, B.A. (1999): Estimation of Failure Probabilities in the Presence of Competing Risks. *Statistics in Medicine* 18, 695—706 old.

Greene, W. (1994): Accounting for excess zeros and sample selection in Poisson and negative binomial regression models. Working Papee EC-94-10, Department of Economics, New York University

Grogger, J. – Eide, E. (1995): Changes in College Skills and the Rise in the College Wage Premium, *Journal of Human Resources* 30. 280-310.old

Hall, P. A. - Soskice, D. (eds.) (2001): Varieties of capitalism: The institutional foundations of comparative advantage. Oxford: Oxford University Press

Hanushek, E. A. - Kain, J. F – Rivkin, S. G. (2001): Why Public Schools Lose Teachers. *National Bureau of Economic Research Paper* 8599.

Hanushek, E. A. - Kain, J. F. – Rivkin, S. G. (2004): Why public schools lose teachers. *Journal of Human Resources* 39.2 (2004): 326-354. old.

Hassler, J.- Rodríguez Mora, J. V.- Storesletten, K.- Zilibotti, F. (2005): A positive theory of geographic mobility and social insurance. *International Economic Review*, 46 (1) 263-303. old.

Haug, G.(2005): The Public Responsibility of Higher Education. Preparation for the Labour Market. European Commission.

Heckmann, J, J, - Li, X. (2003): Selection Bias, Comparative Advantage and Heterogeneous Returns to Education. Evidences from China 2000. NBER Working Paper No. 9877.

Heijke, H. – Meng, C. (2004): The effects of higher education programme characteristics on allocation and performance of the graduates. A European view 2003 ROA Maastricht University 2004. február

Huisman, J.- Beerkens, E.- Goedegebuure, L.(2004): Regulating the programme supply in higher education. A comparative analysis. Center for Higher Education Policy Studies CHEPS.

ILO (2010): A Skilled Workforce for Strong, Sustainable and Balanced Growth. A G20 Training Strategy. International Labour Office. Genf, 2010. November

Imazeki, J. (2005): Teacher salaries and teacher attrition. *Economics of Education Review*, 24 (4), 431–449. old.

Isaoglu, A. (2010): Worker Reallocation across Occupations in Western Germany. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung SOEP Papers on Multidisciplinary Panel Data Research. 319. 2010 Berlin, 2010. szeptember

Johnson, W. R. (1978): A theory of job shopping. *The Quarterly Journal of Economics* 1978. 261-278. old.

Johnson, W. R. (1979): The demand for general and specific education with occupational mobility. *The Review of Economic Studies* 46.4 (1979): 695-705.old.

Kambourov, G. – Manovskii, I. (2009a): "Occupational mobility and wage inequality." *The Review of Economic Studies* 76.2 731-759.old. old.

Kambourov, G. – Manovskii, I. (2009b) Occupational specificity of human capital." *International Economic Review* 50.1 (2009): 63-115. old.

Kertesi G. – Köllő J. (2001): A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése *Közgazdasági Szemle*, XLVIII. évf., 2001. november 897–919. old.

Kertesi, G. - Köllő, J. (2002): Economic transformation and the revaluation of human capital—Hungary, 1986–1999. *The Economics of Skills Obsolescence*. Emerald Group Publishing Limited, 2002. 235-273.

Kertesi G. –Köllő J. (2006): Felsőoktatási expanzió, „diplomás munkanélküliség” és a diplomák piaci értéke. *Közgazdasági Szemle*, LIII. évf. 2006. március 201–225. old.

Kézdi, G. (2002): Two Phases of Labor Market Transition In: Hungary: Inter-Sectoral Reallocation and Skill-Biased Technological Change. 2002, február. SSRN: <https://ssrn.com/abstract=311419> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.311419>

Kézdi G. (2004): Az aktív foglalkoztatáspolitikai programok hatásvizsgálatának módszertani kérdései. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont Munkaerőpiaci Kutatások Műhelye Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem Emberi Erőforrások Tanszék Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek BWP. 2004/2

Kiss Katalin (2009): Gondolatok a hálapénzről. Egy kutatás margójára. Közös felelősség az orvos-beteg kapcsolat javítása és a bizalom helyreállítása. Szinapszis Kft.

Kleiner, M. M. (2006): Introduction and Overview. In Licensing Occupations: Ensuring Quality or Restricting Competition? Kalamazoo, MI: W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1-15. old. <https://doi.org/10.17848/9781429454865>

Kopetsch, T. (2009): The migration of doctors to and from Germany. Journal of Public Health, Vol. 17. No. 1. 33–39. old. <http://dx.doi.org/10.1007/s10389-008-0208-7>

Köllő J. (2013): A közszféra bérszintje és a magánszektorból átlépők szelekciója 1997–2008 között. Közgazdasági Szemle, LX. évf., 2013. május 523–554. old.

Köllő J. (2014): Az orvosbékekről és a hálapénzről. In: Fazekas K. – Neumann L. (Szerk.): Munkaerőpiaci Tükör 2013. MTA Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont Közgazdaságtudományi Intézet, Országos Foglalkoztatási Közhasznú Nonprofit Kft. Budapest, 2014.

Kőrösi G. (2005a): Vállalati munkahelyteremtés és-rombolás. Közgazdasági Szemle 52. 825-845. old.

Kőrösi, Gábor (2005b): A versenyszféra munkapiacának működése. Diss. MTA Közgazdaságtudományi Intézet, 2005.

Krieg, J. M. (2006): Teacher quality and attrition. Economics of Education Review, 25 (1), 3–27. old.

Krueger, D. – Kumar, K. B. (2004): Skill-specific rather than general education: A reason for US–Europe growth differences? Journal of Economic Growth 9.2 167-207. old.

Lalé, E. (2012): Trends in occupational mobility in France: 1982–2009 Labour Economics 19) 373–387. old.

Lazear, E. P. (2009): Firm-specific human capital: A skill-weights approach. Journal of Political Economy 117.5. 914 - 940. old.

Leigh, A.- Ryan, C. (2006): How and Why has Teacher Quality Changed in Australia? The Australian National University Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 534 September 2006.

Lindberg, M. E. (2009): Student and early career mobility patterns among highly educated people in Germany, Finland, Italy, and the United Kingdom." Higher Education 58.3 (2009): 339-358. old.

Longhi, S. – Brynin, M. (2010): Occupational change in Britain and Germany. Labour Economics 17 655–666. old.

Major K. – Balás, G. – Beke, O. - Hajdu T. - Marczell K. - Rési K. - Szabó-Morvai Á.- Szepesi B. (2013): Hatásvizsgálati Kézikönyv. I. kötet. Hatásvizsgálat elemzőknek. HÉTFA Kutatóintézet. Budapest.

Maleszyk, P. (2016). Pros and Cons of the OECD EPL Index. Measuring Employment Protection Legislation in Poland. Rocznik Instytutu Europy Środkowo-Wschodniej, 14. 4. Re-thinking the OECD's Role in Global Governance: Members, Policies, Influence. 129-149. old.

Maurizi, A. (1974): Occupational Licensing and the Public Interest. Journal of Political Economy. 82, Part 1. 399-413. old.

Meriküll, J. (2011): Labour market mobility during a recession: the case of Estonia. Working Papers of Eesti Pank. Working Paper Series 2011/1

Mincer, J (1974): Schooling, Experience, and Earnings. National Bureau of Economic Research, Inc.

Mingat, A. - Eicher, M. (1982): Higher education and employment markets in France. Higher Education 11 28-41. old.

Montmarquette, C. –Cannings, K. – Mashedijian, S. (2002): How do young people choose college majors. Economics of Education Review, 21 (6), 543-556. old.

Moscarini G. – Thomsson, K. (2007): Occupational and Job Mobility in the US. The Scandinavian Journal of Economics 109 (4), 807-836. old.

Muffels, R. – Luijkx, R. (2005): Job mobility and employment patterns across European welfare states. Is there a “trade-off” or a “double bind” between flexibility and security? Institute for Labour Studies, Amsterdam. Retrieved 25.05 (2005): 2010.

Mullan, F. M. D (2005): The Metrics of the Physician Brain Drain. The New England Journal of Medicine, 353. 1810–1818. old. <http://dx.doi.org/10.1056/nejmsa050004>.

Murnane R. M. –Olsen, R. J. (1990): The effects of salaries and opportunity costs on length of stay in teaching: evidence from North Carolina. Journal of Human Resources, 25. 106–124. old.

Neulinger Á. (2012): Becsült részvételi valószínűség szerinti párosítás a marketingprogramok értékelésében. Statisztikai Szemle, 90. évfolyam 9. szám 867-877. old.

OECD (2005a): OECD Thematic Review of Tertiary Education. Country Background Report for Finland. Publications of the Ministry of Education Finland. 2005.38.

OECD (2005b): OECD Thematic Review of Tertiary Education. Country Background Report for Norway.

OECD (2010) International Migration of Health Workers. Improving the International Co-operation to Address the Global Health Workforce Crises. OECD. 2010 február

OECD (2015): International Migration Outlook International Migration Outlook 2015, OECD Publishing, Paris. DOI: http://dx.doi.org/10.1787/migr_outlook-2015-en

Ognyanova, D. – Busse, R. (2011). A destination and a source: Germany manages regional health workforce disparities with foreign medical doctors. In M. Wismar, C. B. Maier, I. A. Glinos, G. Dussault, & Figueras (Eds.), Health professional mobility and health systems: Evidence from 17 European countries. Observatory studies series 23. Geneva: World Health Organization (on behalf of the European Observatory on Health Systems and Policies).

Ognyanova, D. – Maier, C.B. – Wismar, M. – Girasek, E. – Busse, R. (2012): Mobility of health professionals pre and post 2004 and 2007 EU enlargements: Evidence from the EU project PROMeTHEUS. Health Policy, Volume 108, Issue 2, 122–132 old. <http://dx.doi.org/10.1016/j.healthpol.2012.10.006>

Ondrich, J. – Pas, E. – Yinger, J. (2008). The determinants of teacher attrition in upstate New York. Public Finance Review, 36 (1), 112–144.old.

Paglin, M. – Rufulo, A. M. (1990): Heterogeneous human capital, occupational choice and Male-Female Earnings Differences. Journal of Labor Economics 8.1, Part 1 123-144. old.

Parrado, E. - Caner, A.- Wolff, E. N. (2007): Occupational and industrial mobility in the United States. *Labour Economics* 14 (2007) 435 – 455 old.

Pavlin, S. - Svetlik, I. (2014): Employability of higher education graduates in Europe." *International Journal of Manpower* 35.4 418 - 424. old.

Podgursky, M. - Monroe, R. - Watson, D. (2004). The academic quality of public school teachers: an analysis of entry and exit behavior. *Economics of Education Review*, 3 (5), 507–518. old.

Prantl, S. - Spitz-Oener, A. (2009): How does entry regulation influence entry into self-employment and occupational mobility? Institute for Fiscal Studies. IFS Working Paper W09/14

Rochat, D. – Demeulemeester, J. L. (2001): Rational choice under unequal constraints: the example of Belgian higher education. *Economics of Education Review* 20 15-26. old.

Rosenbaum, P.R. – Rubin, D.B (1983): The Central Role of Propensity Score in Observational Studies for Casual Effects. *Biometrika*, 70 (1) 41-55. old.

Ryan, P. (2001): The school-to-work transition: a cross-national perspective." *Journal of Economic Literature* 39.1 34-92. old.

Sabirianova, K. Z. (2002): The Great Human Capital Reallocation: A Study of Occupational Mobility in Transitional Russia1 Klara Z. Sabirianova *Journal of Comparative Economics* 30, 191–217. old.

Scafidi, B. – Sjoquist, D.L. – Stinebrickner, T. D. (2006): Do Teachers Really Leave for Higher Paying Jobs in Alternative Occupations? *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Berkeley Electronic Press, vol. 0 (1). 1- 44. old.

Scharer, S. – Freitag, A. (2015): Physicians' exodus: why medical graduates leave Austria or do not work in clinical practice. *Wiener klinische Wochenschrift* Vol. 127. 9-10 323-329. old. <http://dx.doi.org/10.1007/s00508-015-0786-7>

Scherer, S. (2005). Patterns of labour market entry—long wait or career instability? An empirical comparison of Italy, Great Britain and West Germany. *European Sociological Review*, 21 (5), 427–440. doi: 10.1093/esr/jci029.

Schmieder, J. (2007): Returns to tenure: is specific human capital acquired on the Job. Working paper, 2007.

Schomburg, H. – Teichler, U (2011): Employability and mobility of bachelor graduates in Europe. Rotterdam: Springer, 2011.

Shaw, K. L. (1984). A formulation of the earnings function using the concept of occupational investment. *Journal of Human Resources*, 19 (3), 219–340. old.

Shaw, K. L. (1987). Occupation change, employer change, and the transferability of skills. *Southern Economic Journal*, 53 (3), 702–719. old.

Sorenson, C. – Drummond, M. – Bhuiyan Khan, B. (2013). Medical technology as a key driver of rising health expenditure: disentangling the relationship. *Clinico Economics and Outcomes Research: CEOR*, 5, 223–234. old. <http://doi.org/10.2147/CEOR.S39634>

Stinebrickner, T. R, (1998): An Empirical Investigation of Teacher Attrition, *Economics of Education Review*, Vol.17, No. 2, pp. 127-136. old.

Sullivan, P. (2010): Empirical evidence on occupation and industry specific human capital. *Labour economics* 17.3 (2010): 567-580. old.

Svejnar, J. (2002) Labor Market Flexibility in Central and East Europe. William Davidson Institute Working Paper 496.

Szemerszki M. (2011): Tanulási utak és képzési terv a felsőoktatásban. In: Gaqrai Orsolya- Veroszta Zsuzsanna (szerk.) Frissdiplomások 2011. Educatio Társadalmi Szolgáltató Nonprofit Kft. Felsőoktatási Osztály. 37-85. old.

Szinapszis Kft (2017): Hálapénz 2017. Szinapszis Piackutató és Tanácsadó Kft. 2017. február

Telegdy Á. (2013): A közszféra és a vállalatok bérei közötti áttérjedési hatás Magyarországon. *Közgazdasági Szemle*, LX. évf., 2013. május 555–578. old.

Tjadens, F. – Weilandt, C. (2012): Mobility of health professionals: health systems, work conditions, patterns of health workers' mobility and implications for policy makers, MohProf summary report, WIAD Scientific Institute of the Medical Association of German Doctors (Bonn). http://dx.doi.org/10.1007/978-3-642-34053-6_3

Tomlinson, M. (2012): Graduate employability: A review of conceptual and empirical themes. *Higher Education Policy* 25.4 (2012): 407-431. old.

Topel, R. H. - Ward, M.P. (1992): Job mobility and the careers of young men. *The Quarterly Journal of Economics* 107.2 (1992): 439-479. old.

Turner, W. – Brown, W. (1999): Choice of Major: the Changing (Unchanging) Gender Industrial and Labor Relations Review 52: 289-313. old.

van Smoorenburg, M. S. M., - van der Velden, R. K. (2000): The training of school-leavers: complementarity or substitution? *Economics of Education Review*, 19 (2), 207-217. old.

Vandenberghe, V. (2000): Leaving teaching in the French-Speaking Community of Belgium: a duration analysis, *Education Economics*, 8 (3), pp. 221-239.

Varga J. (2001): A kereseti várakozások hatása az érettségizők továbbtanulási döntésére. *Közgazdasági Szemle*, XLVIII. évf. július–augusztus 615–639. old.

Varga, J. (2002): Earnings Expectations and Higher Education Enrolment Decisions in Hungary. *Society and Economy* Vol. 24 No. 1 121-152. old.

Varga, J. (2006): The Role of Labor Market Expectations and Admission Probabilities in Students' Application Decisions on Higher Education: the case of Hungary. *Education Economics*. 14. 3. 309-327. old.

Varga J. (2007): Kiből lesz ma tanár: a tanári pálya választásának empirikus elemzése. *Közgazdasági Szemle*. 2007. július-augusztus 609-627. old.

Varga J (2011): A pályakezdő diplomások keresete, munkaerő-piaci sikeressége a 2000-es évek elején. In: Garai Orsolya, Horváth Tamás, Kiss László, Szép Lilla, Veroszta Zsuzsanna (szerk.) Frissdiplomások 2010. 352 p. Budapest: Educatio, 2011. pp. 59-81.

Varga J (2013):_A pályakezdő diplomások munkaerő-piaci sikeressége 2011-ben In: Garai O, Veroszta Zs (szerk.) Frissdiplomások, 2011. 338 p. Budapest: Educatio Társadalmi Szolgáltató Nonprofit Kft., 2013. pp. 143-171.(Diplomás pályakövetés)

Vavřinová, T. – Krčková, A. (2015): Occupational and Sectoral Mobility in the Czech Republic and its Changes during the Economic Recession. *Statistika* 95 (3) pp 16-30. old.

Williams, A. M. – Baláz, V. (2008): International return mobility, learning and knowledge transfer: A case study of Slovak doctors. *Social Science & Medicine*. Vol 67. Issue 11. 1924-1933 old.
<http://dx.doi.org/10.1016/j.socscimed.2008.09.003>

Williams, E. S.- Skinner, A. C. (2003): Outcomes of Physician Job Satisfaction: A Narrative Review, Implications, and Directions for Future Research. *Health Care Management Review: Volume 28.Issue 2*. 119-139 old. <http://dx.doi.org/10.7577/pp.954>

Wismar, M. - Maier, C, B - Glinos, I. - Dussault, G. – Figueras, J.(eds) (2011) : Health Professional Mobility and Health Systems. Evidence from 17 European countries. European Observatory on Health Systems and Policies. Observatory Studies Series 23.<http://dx.doi.org/10.1016/j.healthpol.2012.10.006>

Wolter, S. C. (2000): Wage Expectations: A Comparison of Swiss and US Students. *Kyklos* 53.1 (2000): 51-69. old.

Wolter, S. C.–Denzler, S. (2003): Wage Elasticity of the Teacher Supply in Switzerland. IZA Discussion Paper, No. 733.

Zangelidis, A. (2008): Occupational and industry specificity of human capital in the British labour market." *Scottish Journal of Political Economy* 55.4 (2008): 420-443. old.

Függelék

F1.táblázat

Összevont foglalkozási csoportok

	Foglalkozási csoport	FEOR csoport
1.	Fegyveres	Fegyveres szervek felsőfokú képesítést igénylő foglalkozásai; Fegyveres szervek középfokú képesítést igénylő foglalkozásai; Fegyveres szervek középfokú képesítést nem igénylő foglalkozásai
2.	Törvényhozó	Törvényhozók, igazgatási és érdekképviselési vezetők
3.	Vezető	Vezetők és szakmai irányítók
4.	STEM	Műszaki, informatikai és természettudományi felsőfokú foglalkozások
5.	Egészségügyi 1.	Felsőfokú képzettséghez kapcsolódó egészségügyi foglalkozások
6.	Szociális 1.	Felsőfokú képzettséghez kapcsolódó szociális szolgáltatási foglalkozások
7.	Pedagógus	Oktatók, pedagógusok
8.	Gazdasági, jogi, társadalomtudományi	Gazdálkodási, jogi és társadalomtudományi foglalkozások
9.	Kulturális 1.	Kulturális, sport, művészeti és vallási felsőfokú végzettséghez kötött foglalkozások
10.	Technikus	Technikusok és hasonló műszaki foglalkozások
11.	Egészségügyi 2.	Egészségügyi foglalkozások (nem felsőfokú végzettséghez kötött)
12.	Szociális 2.	Oktatási asszisztensek, szociális gondozási és munkaerő-piaci szolgáltatási foglalkozások
13.	Kulturális 2.	Kulturális, sport, művészeti és vallási nem felsőfokú végzettséghez kötött foglalkozások
14.	Kereskedelmi	Kereskedelmi és vendéglátó ipari foglalkozások
15.	Szolgáltatási	Szolgáltatási foglalkozások
16.	Mezőgazdasági	Mezőgazdasági foglalkozások; erdőgazdálkodási foglalkozások; vadgazdálkodási foglalkozások; halászati foglalkozások; élelmiszeripari foglalkozások
17.	Könnyűipari	Könnyűipari foglalkozások
18.	Fém és villamos ipari	Fém-, és villamos ipari foglalkozások
19.	Építőipari	Építőipari foglalkozások
20.	Kézműipari	Kézműipari foglalkozások
21.	Egyéb ipari	Egyéb ipari és építőipari foglalkozások
22.	Kezelő	Feldolgozóipari gépek kezelői; Összeszerelők; Helyhez kötött gépek szerelői; Járművezetők és mobil gépek kezelői
23.	Segéd	Képesítést nem igénylő egyszerű foglalkozások

F2. táblázat

A foglalkozásváltoztatást leíró modellek összefoglaló statisztikái

Változó	Átlag	Szórás
4 jegyű FEOR-t vált	0,0153	0,1226
2 jegyű FEOR-t vált	0,0113	0,1057
Összevont foglalkozási csoportot vált	0,0137	0,1161
Felfelé vált	0,7067	0,4553
Lefelé vált	0,1846	0,3880
Nem (Férfi=1)	0,5428	0,4982
Általános iskolai végzettségű	0,1701	0,3757
Szakmunkás/szakiskolai végzettségű	0,3403	0,4738
Felsőfokú végzettségű	0,1729	0,3781
Gyakorlati idő	22,1313	11,2919
Gyakorlati idő ²	617,2999	515,4286
Gyakorlati idő az adott munkáltatónál	8,7867	8,7395
Gyakorlati idő az adott munkáltatónál ²	153,5840	274,1254
Egyedülálló	0,3939	0,4886
Gyerek 0-6 éves a háztartásban	0,2099	0,407231
Gyerek 7-18 éves a háztartásban	0,3410	0,4740
Közmunka	0,0145	0,1194
Külföld	0,0099	0,0989
1997	0,0236	0,1519
1998	0,0658	0,2479
1999	0,0685	0,2525
2000	0,0673	0,2505
2001	0,0668	0,2497
2002	0,0654	0,2472
2003	0,0698	0,2548
2004	0,0651	0,2467
2005	0,0618	0,2409
2006	0,0623	0,2416
2007	0,0608	0,2389
2008	0,0566	0,2310
2009	0,0548	0,2277
2010	0,0538	0,2256
2011	0,0410	0,1982
2012	0,0532	0,2243
2013	0,0505	0,2190
2014	0,0443	0,1134

F3. táblázat

A felsőoktatási jelentkezési stratégiát leíró modellek összefoglaló statisztikái

		Eset- szám	Átlag	Szórás.	ZIP mo- dell	Logit mo- dell	MNL modell
<i>Munkaerő-piaci várakozások</i>							
(log) Kereseti hozam- várakozás	A jelentkező várt kezdő fizetése (log), ha felveszik az adott szakra/ intézménybe, és az érettségivel várt kezdő fizetése (log) közötti különbség				X	X	X
	Első helyen történő jelentkezés	3188	8.75	3.72			X
	Utolsó helyen történő jelentkezés	1340	11.0	0.62		X	X
Várt foglalkoztatási esély- növekedés a diploma megszerzése után	Az érettségiző várt foglalkoztatási valószínűsége (%), ha felveszik felsőfokú tanulmányokra és diplomát szerez, és az érettségiző várt foglalkoztatási valószínűsége érettségivel (%) különbsége.	1340	16.6	30.7		X	X
<i>Bekerülési esély</i>							
Képességek	Hozott pontszám a középiskolai jegyek és egyéb vizsgák/kedvezmények alapján.	3188	45.3	10.7	X		
Felvétel valószínűsége	Hozott pontszám a megcélzott intézmény/szak (előző évi) állami finanszírozású férőhelyére bekerüléshez szükséges minimális bekerülési pontszámának arányában						X
	Első helyre sorolt jelentkezések	1340	0.51	0.09			X
	Utolsó helyre sorolt jelentkezések	1340	0.54	0.10		X	X
<i>Jelentkezik költségtérítési képzésre</i>	1 igen, 0 nem	1340	0.16				X
(log of) Költségtérítés	(log of) A megcélzott szak/intézményen a meghirdetett költségtérítés (log)	1340	5.47	5.91		X	
<i>Nem</i>	1 Férfi, 0 Nő	3188	0.43		X	X	X
<i>Középiskola típusa</i>							
8 osztályos gimnázium	1 igen, 0 nem	3188	0.06		X	X	X
6 osztályos gimnázium	1 igen, 0 nem	3188	0.07		X	X	X
4 osztályos gimnázium	1 igen, 0 nem	3188	0.32		X	X	X
Szakközépiskola	1 igen, 0 nem	3188	0.54				X
Műszaki szakközépiskolai	1 igen, 0 nem	3188	0.19		X	X	
Közgazdasági szakközépiskola	1 igen, 0 nem	3188	0.14		X	X	
Egészségügyi szakközépiskola	1 igen, 0 nem	3188	0.03		X	X	
Egyéb szakközépiskola	1 igen, 0 nem	3188	0.08		X	X	
<i>A szülők iskolai végzettsége</i>						X	
Az apa középfokú végzettségű	1 igen, 0 nem	3188	0.31		X	X	
Az apa legalább főiskolai végzettségű	1 igen, 0 nem	3188	0.27		X	X	
Az anya középfokú végzettségű	1 igen, 0 nem	3188	0.40		X	X	
Az anya legalább főiskolai végzettségű	1 igen, 0 nem	3188	0.30		X	X	

F3. táblázat folytatás

<i>1 főre jutó családi jövedelem</i>							
– 30 000 Ft	1 igen,0 nem	3188	0.40		X	X	
31 000- 60 000 Ft	1 igen,0 nem	3188	0.31		X	X	
61 000-100 000 Ft	1 igen,0 nem	3188	0.19		X	X	
100 000- Ft	1 igen,0 nem	3188	0.11		X	X	
<i>A jelentkezés képzési területe</i>							
1. Képzési terület Bölcsészet, társadalomtudomány, idegen nyelv	1 igen,0 nem	1134	0.15			X	X
2. Képzési terület Óvodapedagógus, általános iskolai tanító és tanárképzés	1 igen,0 nem	1134	0.04			X	X
3. Képzési terület Egészségügyi	1 igen,0 nem	1134	0.11			X	X
4. Képzési terület Műszaki, informatikai	1 igen,0 nem	1134	0.16			X	X
5. Képzési terület Gazdálkodási, közgazdasági	1 igen,0 nem	1134	0.33			X	X
6. Képzési terület. Jogi, igazgatási	1 igen,0 nem	1134	0.11			X	X
7. Képzési terület Matematika, természettudomány	1 igen,0 nem	1134	0.10			X	X

F4. táblázat

Képzési terület besorolás a felsőoktatási jelentkezési stratégiát leíró modellekben

1. Képzési terület: Bölcsészlet, társadalomtudomány, idegen nyelv
2. Képzési terület: Óvodapedagógus, általános iskolai tanító és tanárképzés
3. Képzési terület: Egészségügyi
4. Képzési terület: Műszaki, informatikai
5. Képzési terület: Gazdálkodási, közgazdasági
6. Képzési terület: Jogi, igazgatási
7. Képzési terület: Matematika, természettudomány

F5. táblázat

A második diplomaszerezés valószínűségét leíró modellek leíró statisztikái

<i>Változó</i>	<i>Átlag</i>	<i>Szórás</i>
Férfi	0,5392	0,4985
Kereset az 1. megfigyeléskor (log)	10,9060	0,5085
Az 1. megfigyeléskor foglalkoztatott	0,7721	0,4195
Az 1. megfigyeléskori foglalkozása szorosan kötődik az 1. végzettségéhez	0,6668	0,4714
1. diploma főiskolai	0,5885	0,4922
1. diploma egyetemi	0,4115	0,4922
<i>Az 1. diploma képzési területe</i>		
Agrár	0,1816	0,3856
Bölcsészettudomány, idegen nyelv	0,1357	0,3425
Műszaki, informatikai	0,2646	0,4412
Pedagógusképzés	0,0473	0,2124
Természettudományi	0,0478	0,2134
Közgazdasági, gazdálkodási	0,1681	0,3740
Jogi, igazgatási	0,0442	0,2055
Egészségügyi	0,0651	0,2467
Egyéb	0,0342	0,1817
Felvételi arány az 1. diploma intézmény/szakra az 1. diploma felvétele évében	0,1581	0,0512
Lakóhely Budapest	0,1528	0,3598
Kereset az 2. megfigyeléskor (log)	11,6651	0,4527
A 2. és 1. megfigyeléskori kereset különbsége (log)	11,0183	0,7195
Foglalkoztatott az 2. megfigyeléskor	0,8569	0,3502
Van 2. diplomája	0,5658	0,4957
Váltó	0,4402	0,4965
Mélyítő	0,3413	0,4742

F6. táblázat

Részvételi esélypontszám becslések (*Propensity score*)

1) 2. diplomát szerzett az elsőtől eltérő képzési területen (Vált) / Nem szerzett 2. diplomát

2) 2. diplomát szerzett az elsővel megegyező képzési területen (Mélyít) / Nem szerzett 2. diplomát

Változó	1) Vált	2) Mélyít
Férfi	-0.2584* (0.0643)	0.1255 (0.0710)
<i>Kezdeti munkaerő-piaci sikeresség</i>		
Kereset az 1. megfigyeléskor (log)	-0.1694 (0.0359)	-0.2109** (0.0716)
Az 1. megfigyeléskor foglalkoztatott	-0.2538 (0.2527)	0.2462 (0.3467)
<i>Az 1. végzettség típusa</i>		
Főiskolai/BA	-0.0627 (0.0644)	0.2844* (0.0747)
<i>Az 1. diploma képzési területe</i>		
Agrár	0.82195* (0.0925)	0.2611** (0.1159)
Bölcsészettudomány, nyelvek	0.8797* (0.1336)	0.5105* (0.1551)
Jogi, igazgatási	-0.19320 (0.1794)	0.2226 (0.1762)
Természettudományi	0.9688* (0.2058)	1.1346* (0.2084)
Gazdálkodási, közgazdasági	0.0914 (0.1123)	0.6657* (0.1151)
Pedagógusképzés	0.3362** (0.1555)	-0.3175 (0.2150)
Egyéb	1.6837* (0.1907)	0.1494 (0.3444)
Felvételi arány az 1. diploma intézmény/szakra az 1. diploma felvétele évében	3.5666* (0.9177)	0.3318 (1.0521)
Lakóhely Budapest	0.0872 (0.0837)	0.0315 (0.0874)
1998-ban végzett	0.2548* (0.0623)	0.1524** (0.0692)
Konstans	0.8569 (0.7526)	0.7886 (0.8452)
Log likelihood	-1250.1631	-1049.3325
LR chi ² (15)	271.24	121.28
Prob> chi ²	0.0000	0.0000
Pseudo R ²	0.0979	0.0546
Esetszám	2066	1803

Standard hibák zárójelben. * Szignifikáns 1 %-os szinten ** Szignifikáns 5 %-os szinten

Referencia kategória: nő; az 1. megfigyeléskor nem foglalkoztatott; az 1. megfigyeléskori foglalkozása nem kötődik az 1. diplomájához; diplomája egyetemi szintű; 1. diplomája képzési területe műszaki, informatikai; nem Budapesten lakik; 1. diplomáját 1999-ben szerezte

F7. táblázat

A pályakezdő tanárok tanári pálya választását vizsgáló modellek leíró statisztikái

Változó	Átlag	Szórás
Férfi	1,4613	0,4986
1. diploma főiskolai szintű	0,5883	0,4922
1. diploma egyetemi szintű	0,4117	0,4922
1. diploma képzési területe		
Agrár	0,1820	0,3859
Bölcsész	0,0910	0,2877
Nyelvi	0,0454	0,2081
Tanító, óvó	0,0618	0,2408
Műszaki, informatikai	0,0558	0,2295
Egészségügyi	0,0653	0,2470
Jogi, igazgatási	0,0443	0,2059
Közgazdasági, gazdálkodási	0,1678	0,3737
Szociális	0,0237	0,1522
Természettudományi	0,0480	0,2139
Felvételi arány	0,4103	0,1462
Településtípus: Budapest	0,1518	0,3589
Apa tanár	0,0341	0,1816
Anya tanár	0,1516	0,3587
Munkaidő (log)	4,9563	0,5451
$Exp [W(T = 0) - W(T = 1)]$	0,2277	0,1480
<i>Prob. 1. megfigyeléskor tanárként dolgozik</i>	0,0378	0,0903
Esetszám	3754	

$Exp [W(T = 0) - W(T = 1)]$: az egyén számára a nem tanári és tanári munkakörben elérhető várható kereset különbsége.

F8. táblázat

A tanári béremelés hatását, a tanári pályaelhagyást vizsgáló modellek leíró statisztikái

	Teljes minta		-30 éves		31-40 éves		41-50 éves		51-60 éves		61- éves	
Változó	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás
Nem = férfi	0.2223	0.4158	0.2223	0.4158	0.1998	0.3998	0.1995	0.3996	0.2594	0.4383	0.6027	0.4893
Középfokon tanít	11.7445	0.6380	0.3603	0.4800	0.3245	0.4682	0.2763	0.4471	0.3777	0.4848	0.5761	0.4941
Budapest	0.1742	0.3793	0.1618	0.3683	0.1688	0.3746	0.1787	0.3831	0.1896	0.3920	0.2232	0.41644
Észak-Magyarország	0.1311	0.3375	0.1315	0.3380	0.1307	0.3367	0.1308	0.3372	0.1324	0.3390	0.1267	0.3326
Észak-Alföld	0.1426	0.3497	0.1641	0.3704	0.1388	0.3458	0.1337	0.3403	0.1370	0.3438	0.1192	0.3240
Dél-Alföld	0.1330	0.3396	0.1419	0.3490	0.1398	0.3466	0.1262	0.3321	0.1209	0.3261	0.1294	0.3357
Közép-Magyarország	0.1152	0.3193	0.1030	0.3040	0.1243	0.3299	0.1208	0.3259	0.1094	0.3122	0.1020	0.3026
Közép-Dunántúl	0.1117	0.3150	0.1087	0.3112	0.1089	0.3115	0.1118	0.3152	0.1196	0.3245	0.1146	0.3185
Nyugat-Dunántúl	0.1018	0.3024	0.0959	0.2945	0.1016	0.3021	0.1070	0.3091	0.1017	0.3023	0.0900	0.2862
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0.0899	0.2860	0.0925	0.2898	0.0873	0.2822	0.0906	0.2870	0.0889	0.2847	0.0945	0.2926
Relatív jövedelem	0.3244	0.4680	9.397	5.0703	9.1548	5.1203	9.0499	5.1379	9.1760	5.229	9.3411	5.4558
Relatív pedagógus jövedelem	0.7892	0.3306	11.3709	0.6840	11.5825	0.6659	11.9541	0.4521	12.0826	0.4744	11.6465	1.05136
(log) reáljövedelem	0.9810	0.3804	0.7164	0.3470	0.7218	0.3464	0.8601	0.2981	0.8527	0.2985	0.6579	0.4469
szeptember	0.0785	0.2690	0.8988	0.4212	0.9256	0.4103	1.0466	0.3283	1.0422	0.3317	0.9763	0.6132
2003	0.1526	0.3596	0.1661	0.3721	0.1408	0.3479	0.1411	0.3482	0.1105	0.3135	0.0223	0.1478
2004	0.1569	0.3637	0.1646	0.3708	0.1414	0.3484	0.1436	0.3507	0.1269	0.3329	0.0507	0.2199
2005	0.1585	0.3652	0.15319	0.3601	0.1428	0.3498	0.1432	0.3502	0.1438	0.3508	0.0993	0.2991
2006	0.1587	0.3654	0.1365	0.3434	0.1444	0.3515	0.1437	0.3508	0.1595	0.3661	0.1494	0.3565
2007	0.1592	0.3658	0.1167	0.3210	0.1455	0.3526	0.1442	0.3513	0.1763	0.3810	0.2737	0.4458
2008	0.0659	0.2481	0.0982	0.2976	0.1454	0.3525	0.1456	0.3527	0.1864	0.3831	0.3972	0.4893
30 évesnél fiatalabb	0.2360	0.4246										
30-40 éves	0.2859	.4518										
41-50 éves	0.2785	.4482										
51-60 éves	0.1709	.3764										
61- éves	0.0147	.1204										

F8. táblázat folytatás

Megfigyelt hónapok száma	3667307	1600668	1995088	1942236	1225382	124073
Megfigyelt egyének száma		13184	29948	29059	18720	1079
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20300	4017	7947	4099	6984	503

F9. táblázat

Kétkimenetes hazard model becslések - Elhagyja-e a tanári pályát igen/nem 2. specifikáció

	Teljes minta	-30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves	61- éves
	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta
Nem	0.966 (0.0172)	1.079 (0.0430)	0.751* (0.0244)	1.141 (0.0462)	0.998 (0.0301)	1.492* (0.1385)
Középfokon tanít	0.894* (0.0142)	0.805* (0.0279)	0.865* (0.0229)	0.892** (0.0337)	1.022 (0.0283)	0.994 (0.0952)
Budapest	0.362* (0.0394)	0.175* (0.0440)	21.733* (3.7660)	4.432* (0.9930)	0.033* (0.0060)	0.325 (0.1918)
Észak-Magyarország	1.276* (0.0650)	1.935* (0.2392)	0.260* (0.0210)	0.527* (0.0554)	2.935* (0.2299)	0.672 (0.1902)
Észak-Alföld	1.096 (0.0427)	1.394* (0.1234)	0.396* (0.0269)	0.622* (0.0538)	1.823* (0.1139)	0.601 (0.1481)
Dél-Alföld	0.831* (0.0304)	0.767* (0.0640)	2.096* (0.1317)	1.479* (0.1199)	0.468* (0.0292)	0.639 (0.1562)
Közép-Magyarország	0.408* (0.0399)	0.188* (0.0422)	16.196* (2.5076)	4.156* (0.8238)	0.042* (0.0067)	0.348 (0.1864)
Közép-Dunántúl	0.561* (0.0382)	0.352* (0.0542)	6.787* (0.7658)	2.260* (0.3251)	0.122* (0.0139)	0.510 (0.2059)
Nyugat-Dunántúl	0.527* (0.0411)	0.294* (0.0540)	9.684* (1.2219)	2.947* (0.4739)	0.095* (0.0121)	0.551 (0.2496)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0.917* (0.0098)	0.847* (0.0219)	1.418* (0.0231)	1.171* (0.0247)	0.721* (0.0119)	0.991 (0.0520)
Relatív kereset (felsőfokú végzettségűekhez képest)	0.367* (0.0107)	0.136* (0.0073)	0.117* (0.0050)	0.308* (0.0246)	1.754* (0.0903)	1.548* (0.1603)
Szeptember	0.098* (0.0068)	0.269* (0.0304)	0.097* (0.0131)	0.046* (0.008)	0.032* (0.0035)	0.200* (0.0604)
- 30 éves	2.556* (0.0612)					
31-40 éves	1.623* (0.0348)					
51-60 éves	3.227* (0.0661)					
61- éves	13.027* (0.8746)					
Log likelihood	-213406.42	-34783.359	-63664.313	-39893.91	-62271.25	-2979.2998

A standard hibák zárójelben.

*szignifikáns 1 %-os szinten ** szignifikáns 5 %-os szinten *** szignifikáns 10 %-os szinten

Referencia kategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41-40 éves (a teljes mintát használó modellben)

F10. táblázat

Az orvosok pályaelhagyását vizsgáló modellek leíró statisztikái

Változó	Teljes minta		-30 éves		31-40 éves		41-50 éves		51-60 éves	
	Átlag	Standard hiba	Átlag	Standard hiba	Átlag	Standard hiba	Átlag	Standard hiba	Átlag	Standard hiba
Férfi	0.45	0.497	0.39	0.487	0.45	0.497	0.43	0.494	0.45	0.497
Kor	43.38	13.450	-	-	-	-	-	-	-	-
Általános orvos	0.17	0.373	0.30	0.458	0.20	0.403	0.11	0.312	0.11	0.309
Szakorvos	0.33	0.471	0.05	0.211	0.31	0.463	0.51	0.500	0.47	0.499
Fogorvos	0.07	0.247	0.05	0.227	0.09	0.284	0.07	0.252	0.06	0.241
Relatív munkajövedelem	1.66	1.255	1.34	0.801	1.63	1.214	1.80	1.346	1.87	1.311
Társak hatása	0.24	0.429	0.42	0.494	0.25	0.434	0.20	0.399	0.2	0.403
Közép Magyarországi Régió	0.23	0.422	0.10	0.306	0.26	0.441	0.27	0.443	0.3	0.46
Közép Dunántúli régió	0.03	0.181	0.02	0.126	0.04	0.203	0.04	0.198	0.04	0.201
Nyugat Dunántúli Régió	0.03	0.175	0.01	0.116	0.04	0.184	0.04	0.197	0.04	0.202
Dél Dunántúli Régió	0.02	0.129	0.01	0.094	0.02	0.142	0.02	0.148	0.02	0.131
Észak Magyarországi Régió	0.04	0.196	0.02	0.148	0.04	0.205	0.05	0.226	0.05	0.216
Észak Alföldi Régió	0.05	0.213	0.02	0.149	0.06	0.239	0.06	0.240	0.05	0.224
Dél Alföldi Régió	0.02	0.152	0.01	0.110	0.03	0.170	0.03	0.174	0.03	0.163
EU csatlakozás hónapja (2004 május)	0.01	0.097	0.01	0.112	0.01	0.096	0.01	0.098	0.01	0.09