

VARGA JÚLIA

Kiből lesz ma tanár?

A tanári pálya választásának empirikus elemzése

Kiből lesz ma tanár Magyarországon? Különböznek-e a tanárképzésre jelentkezők, a tanári pályát választók képességei a más szakon továbbtanulók, a más pályát választók képességeitől? Mekkora szerepe van a tanári pálya választásában a tanárként, illetve a többi pályán elérhető kereseteknek? E kérdések megválaszolására végzett kutatás eredményei azt mutatják, hogy a tanárok kiválasztódási folyamatának minden egyes pontján – a pedagógusképzésre jelentkezéskor, a felsőfokú tanulmányok befejezését követő elhelyezkedéskor, majd a végzést követő 5., illetve 6. évben is – negatív önszelekciós hatás figyelhető meg. Azok jelentkeznek főiskolai szintű pedagógusképzésre, akiknek rosszabbak a képességei. A diplomát szerettek közül nagyobb valószínűséggel a kevésbé jó képességűek helyezkednek el tanári pályán, és nagyobb valószínűséggel találjuk őket tanári állásban a végzést követő 5, illetve 6 évvel is. A tanulmány – a szelekciós torzítás hatásának figyelembevételével – bemutatja, hogy a tanári pálya választásában meghatározó szerepe van a nem tanári és tanári állásban elérhető keresetek különbségének.

Journal of Economics Literature (JEL) kód: I2, J24, J45.

A tanulmány a keresetek és képességek hatását vizsgálja a tanári pálya választására a pályára vezető út néhány kitüntetett pontján: a felsőfokú tanulmányokra jelentkezéskor, a felsőfokú tanulmányok befejezését követő elhelyezkedéskor, majd a végzést követő öt-hat évvel. Arra keresi a választ, hogy van-e különbség a pedagógusképzésre és más felsőfokú tanulmányokra jelentkezők, a tanárként és más pályákon elhelyezkedők, valamint a pályán maradók/vagy a tanári pályát később választók és a más pályákon dolgozó fiatal diplomások képességeiben, és hogy ilyen szerepet játszanak a tanári keresetek e választásokban.

Az utóbbi időben az oktatás-gazdaságtani irodalomban a figyelem előterébe került a tanárok minősége. Egyre több empirikus vizsgálati eredmény támasztja alá, hogy míg az iskolai inputok jelentős részének (osztálylétszám, egy tanulóra jutó ráfordítás) nincs kimutatható hatása a tanulói teljesítmények alakulásában (lásd például *Hanushek* [1986], [2003], *Vignoles és szerzőtársai* [2000], *Wössmann–West* [2002]) a – képességekkel, felkészültséggel, végzettséggel mért – tanári minőség viszont meghatározó szerepet játszik a tanulók eredményességében (lásd például *Hanushek–Kain–Rivkin* [1998], *Tamura* [2001]). Számos korábbi, elsősorban az angolszász országokra vonatkozó tanulmány vizsgálta a tanári pályát választók képességének változását, és azt találta, hogy míg az 1960-as években a legjobb képességű diákok egyforma valószínűséggel választottak ta-

nári vagy más pályát, az 1980-as, 1990-es évekre viszont a tanárként elhelyezkedők már a rosszabb képességűek közül kerültek ki (lásd például *Murnane–Olsen* [1990], *Hanushek* [2003]). A tanári pálya választásában kulcsszerepet tölt be a tanárok relatív kereseti helyzete és annak változása (lásd például *Dolton* [1990], *Chevalier és szerzőtársai* [2001], *Wolter–Denzler* [2003]). A tanári „minőségromlásnak”, a sok országban egyre inkább megfigyelhető tanárhiánynak pedig egyik fontos oka a tanárok kereseti helyzetének romlása. A relatív kereseti helyzet változása mellett egyéb tényezők hatását is ki lehetett mutatni a tanári pálya választásában, a tanári minőségromlásban. A női karrier lehetőségeinek bővülése (például *Loeb–Page* [2000]), a tanári bérmeghatározás sajátosságai – az, hogy a tanári bérek rendszerint szinte kizárólag a végzettséget és a gyakorlati időt veszik figyelembe (például *Ballou–Podgursky* [1997]) vagy a szakszervezetek bérmeghatározásban játszott szerepe (*Hoxby–Leigh* [2003]) – is hozzájárultak ahhoz, hogy a legjobb vagy jó képességűek egyre kevésbé választják a tanári pályát.

A tanári munkaerőpiac Magyarországon

Magyarországon a rendszerváltozást követően nagyon rövid idő alatt zajlottak le jelentős változások, amelyek nagy hatással voltak a tanári munkaerőpiacra is. Ezek közül az egyik legfontosabb, hogy 1990 és 2002 között, a közalkalmazotti béremelésig a tanárok relatív kereseti helyzete rohamosan romlott, hasonlóan a közszféra más ágaiban foglalkoztatottak relatív kereseteihez.¹

A különböző életkorú, gyakorlati idejű tanárok kereseti helyzete nem egyforma mértékben romlott (*1. ábra*). 1989-ben legkevésbé a pályájuk első néhány évében járó tanárok keresete maradt le az ugyanolyan gyakorlati idejű, többi felsőfokú végzettségű keresetéhez képest, leginkább pedig az idősebb tanároké. Az 1990-es évek közepétől kezdődően ez a helyzet megfordult, és a fiatal, pályájuk elején (első tíz évében) járó tanárok kerültek korábbi helyzetükhöz képest a legkedvezőtlenebb helyzetbe. 2001-ben már a nem tanárként dolgozó felsőfokú végzettségűek pályájuk első tíz évében két-két és fél-szeresét keresték az ugyanolyan gyakorlati idejű tanárok keresetének. Az idősebb korcsoportokhoz tartozó tanárok lemaradása is nőtt, de jóval kisebb mértékben. A korcsoportok szerinti különbségek azért változtak, mert ebben az időszakban a nem tanári pályákon elhelyezkedett fiatal diplomások iskolázottsága rendkívüli módon felértékelődött (*Kertesi–Köllő* [2002], *Kézdi–Köllő* [2000]), a tanári bérmeghatározás sajátosságai következtében viszont a pedagógusok keresete szinte kizárólag a végzettség szintjétől és a gyakorlati időtől függ. Így a tanári pálya egyre kevésbé számított vonzónak a pályaválasztás előtt álló vagy a pályakezdő diplomások számára. A 2002. évi alaphéremelés jelentős javulást hozott, de mivel a béremelés egységes volt, ezért a pályájuk elején járó pedagógusok – közülük is az egyetemi végzettségűek – maradtak továbbra is a legrosszabb helyzetben a többi, velük azonos gyakorlati idejű diplomáshoz képest (*2. ábra*).

Abban, hogy a tanárok relatív kereseti helyzete ilyen jelentősen romlott, valószínűleg fontos szerepet játszott, hogy miközben 1990 után folyamatosan csökkent az iskoláskorú kohorszok létszáma, és ennek következtében 1990 és 2005 között – a középfokú oktatási részvétel növekedése ellenére is, a közoktatás valamennyi szintjén – együttesen 320 ezer fővel, csaknem 20 százalékkal csökkent a tanulók száma, a közoktatásban foglalkoztatott pedagógusok száma alig változott, mivel ugyanezen időszakban mindvégig jelentősen csökkent a diák–tanár arány. Az 1994 és 1996 között megfigyelhető átmeneti, kismérté-

¹ A közszféra relatív kereseteinek alakulásáról lásd *Kézdi* [2000].

1. ábra

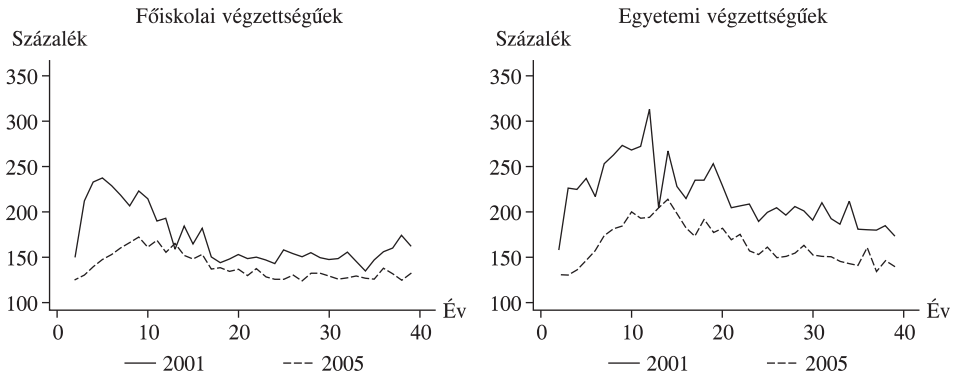
A felsőfokú végzettségűek keresete a szakképzett pedagógusok keresetének arányában, gyakorlati idő szerint, 1989, 2001, 2005 (százalék)



Forrás: az Állami Foglalkoztatási Szolgálat bértarifa-felvételei.

2. ábra

A főiskolai végzettségűek és egyetemi végzettségűek keresete az azonos végzettségű szakképzett pedagógusok keresetének arányában, gyakorlati idő szerint, 2001, 2005 (százalék)



Forrás: az Állami Foglalkoztatási Szolgálat bértarifa-felvételei.

kü (5 százalékos) csökkenés után a közoktatásban foglalkoztatott tanárok száma növekedni kezdett, és 2005-ben már nagyjából ugyanannyi (165 ezer) pedagógus dolgozott a közoktatásban, mint 1990-ben. Vagyis az oktatási rendszer tanárok iránti keresete nem, vagy alig csökkent, ami azzal a következménnyel járt, hogy a gyermeklétszámhoz képest növekvő számú pedagógust alacsony bérszinten foglalkoztatták.

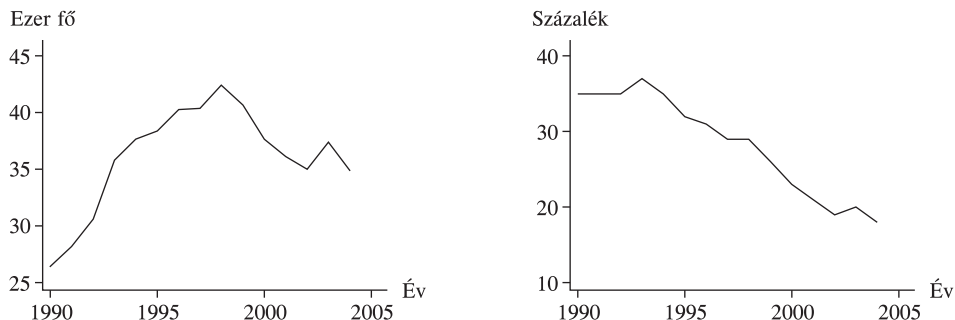
Ez a cikk nem vizsgálja azt, hogy vajon a magyar oktatási rendszer tanárok iránti keresete oktatásszervezési okokból nem csökkent, vagy pedig azért nem, mert a pedagó-

gus-szakszervezetek sikeresek voltak a tanári állásbiztonság megőrzésében.² Az elemzés célja a – részben a kereslet változatlansága következtében – romló relatív kereseti helyzet hatásának elemzése a tanári pálya választásában, a tanári pályát választók képességének alakulásában.

A tanárok relatív kereseti pozíciójának romlása a felsőoktatási expanzióval egyidejűleg ment végbe. Az expanzió azonban nem vezetett nagyarányú pedagógus-munkanélküliséghez, mivel a végzetek egy része el tudott helyezkedni pedagógusként, jelentős része pedig nem növelte a tényleges tanárkínálatot. Az adott bérszint mellett a pedagógusvégzettséget szerzők egy része nem kívánt pedagóguspályára lépni, de el tudott/akart helyezkedni más pályákon.³ A felsőoktatási expanzióknak ugyanakkor hatása lehet a tanárok minőségi összetételének változására. A felsőoktatásban tanulók száma több mint háromszorosára nőtt az elmúlt évtizedben. A pedagógusképzés résztvevőinek száma is növekedésnek indult 1990 után a felsőoktatás egészéhez hasonlóan. A pedagógusképzésben részt vevők aránya viszont a felsőfokon tanulók között 1994-et követően jelentősen (35-ről 18 százalékra) csökkent, mivel más képzési ágakban még jobban nőtt a hallgatói létszám (3. ábra). Ez azt jelenti, hogy 1994 után nőtték az alternatív – pedagógusképzésen kívüli – továbbtanulási lehetőségek.

3. ábra

A pedagógusképzésben részt vevők száma (ezer fő) és aránya (százalék) 1990–2004



Forrás: Országos Felsőoktatási Felvételi Iroda.

A nagyon rövid idő alatt lezajlott változások, a pedagógusok relatív kereseti helyzetének romlása az alternatív továbbtanulási lehetőségek bővülésével egyidejűleg valószínűleg hatással volt a tanárok kiválasztódására. A következőkben azt vizsgálom, hogy kik választják ma Magyarországon a pedagógusképzést és a pedagóguspályát, hogy különböznek-e a fiatal tanárok képességei más felsőfokú végzettségűek képességeitől, valamint azt a kérdést, hogy milyen szerepe van a tanári pálya választásában a tanári pályán elérhető kereseteknek.

² A kérdést vizsgáló empirikus tanulmányok eredményei arra utalnak, hogy nem a magyar iskolarendszer szétaprózottsága, az „egyiskolás” települések vagy a „kisiskolák” magyarázzák a tanári foglalkoztatás állandóságát. Hermann [2005] és Hermann-Varga [2006] bemutatja, hogy a diák-tanár arány azokon a településeken is jelentősen csökkent, ahol nőtt az iskoláskorú gyerekek létszáma, a diák-tanár arány csökkenése egységes módon ment végbe a különböző demográfiai helyzetű településeken.

³ A Fiatall Diplomások Életpálya-vizsgálata (Fidév) adatfelvételéből azt látjuk, hogy például az 1999-ben végzetek közül egy évvel a végzés után nem tanárként dolgozott az állásban lévő, pedagógus végzettséggel rendelkezők 49 százaléka.

Adatok

A tanári pálya választása nem egyszeri döntés eredménye, hanem döntések sorozatáé – e folyamat állomásai a következők: a pedagógusképzés választása, a végzést követően a pedagóguspályán történő elhelyezkedés és döntés a pályán maradásról. A döntési pálya minden pontján érvényesülhetnek olyan (ön)szelekciós mechanizmusok, amelyek végül a közoktatásban dolgozó tanárok minőségi összetételét kialakítják. Az elemzés a legfontosabb szelekciós pontokon – a felsőoktatásba jelentkezéskor, a felsőoktatásban végzettséget szerzők foglalkozásválasztásakor és a végzést követő 5., illetve 6. évben – megfigyelhető foglalkozás meghatározóinak elemzésével vizsgálja a keresetek és képességek hatását a tanárok kiválasztódására.

A tanulmány két adatbázisra támaszkodik.

1. A tanári pályára vezető út első szelekciós pontja a pedagógusképzés választása. A pedagógusszakokon történő továbbtanulási döntés elemzéséhez egy 2000-ben, az érettségizők körében végzett, nagy mintás, reprezentatív adatfelvétel adatai szolgáltak.⁴ A kérdőív a felvételi jelentkezések beadása előtt gyűjtött információt az érettségizők továbbtanulási jelentkezéseiről, munkaerő-piaci (kereseti és foglalkoztatási) várakozásairól és ismereteiről, a kért tanulmányi előmeneteléről és családi háttéréről. Az adatfelvétel során a felsőoktatási továbbtanulás előtt álló fiatalokat – különböző tanulási pályák feltételezése mellett az életpálya több pontjára vonatkozóan – megkérdezték kereseti, munkaerő-piaci várakozásairól. Ennek segítségével ki lehetett számolni valamennyi kért életpályáhozamra vonatkozó várakozását. Mivel a továbbtanulás előtt álló fiatalok középiskolai tanulmányi előmeneteléről, nyelvvizsgáiról stb. ugyancsak részletes információ állt rendelkezésre, ez lehetőséget adott „képességet” mérő változó kialakítására.

2. A tanári pályára vezető út további szelekciós pontjainak vizsgálata – annak a kérdésnek az elemzése, hogy a felsőfokú tanulmányok befejezése után kik helyezkednek el tanárként, majd közülük kik maradnak tanárok – a Fiala Diplomások Életpálya-vizsgálat (Fidév) adatfelvételeinek követéses adataira épült. A Fidév 1. adatfelvétele az 1998-ban a felsőoktatás nappali tagozatán végzettek 1999 szeptemberében megfigyelt, a Fidév 2. 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 1. és a 2. megfigyelési időpont közötti legfontosabb változásokról (oktatási/képzési részvétel, munkaerő-piaci áramlások, kereset).⁵ Az adatfelvételekből rendelkezésre álltak az 1. és 2. megfigyeléskori foglalkozásra, munkaerő-piaci státusra, keresetekre vonatkozó adatok, de nem nyújtottak olyan információt, amely segítségével a képességet mérő változót közvetlenül ki lehetett volna alakítani. Ezért a fiatal diplomások képességének mérésére egy olyan proxy változó szolgált, amely a diplomát nyújtó intézmény/szak szelektivitását mérte abban az időpontban, amikor az egyén felvételt nyert felsőfokú tanulmányokra.

⁴ Az adatfelvételt a Tárki végezte. Az ország 1192 középiskolájából véletlenszerűen kiválasztottak 60 iskolát, ahol a végzős évfolyam valamennyi tanulóját megkérdezték. A feldolgozott esetszám 4954 volt. Az elemzés e mintából a továbbtanulásra jelentkezettek almintájára épült.

⁵ A megkérdezés teljes körű volt, az 1. kohorsznál a válaszadási arány 23 százalék, a 2. kohorsznál 18 százalék volt, a követéses felvétel az 1. megkérdezésben válaszolókat kereste meg. A követéses minta 3814 esetből állt. A minta intézmény-tudományterület-nem szerinti reprezentativitását súlyozás biztosította.

Kik jelentkeznek pedagógusképzésre?

A tanári pályára vezető út első állomása, ha valaki a felsőfokú tanulmányok közül a pedagógusi képzést választja. A döntés vizsgálatához az érettségizők körében végzett adatfelvétel mintájából a felsőfokú tanulmányokra jelentkezettek almintáját használtam. A felállított multinomiális probit modell⁶ az érettségizőket továbbtanulási szándékuk szerint négy csoportra bontotta:

1. főiskolai szintű pedagógusképzésre jelentkezők,
2. egyetemi szintű pedagógusképzésre jelentkezők,
3. főiskolai szintű más képzésre jelentkezők és
4. egyetemi szintű más képzésre jelentkezők.

A modell a következő módon írható fel:

$$Y_i = j, \quad \text{ha } U_{ij} = \max (U_{ij}, U_{ik}), \quad \text{ahol } k \neq j,$$

$U_{ij} = \beta_j'x_i + \varepsilon_{ij}$ a j -edik továbbtanulási pálya választásához köthető véletlen hasznosság, $j = 0, 1, 2, 3$ indexek a négy továbbtanulási kimenetet jelzik, az i index jelöli az egyéneket és x_i az egyének jellemzőit. A multinomiális probit modellben az ε_j feltételezett eloszlása normális, és korrelálhat az egyes alternatívák között.

1. A modell magyarázó változóinak első csoportja az érettségizők munkaerő-piaci várakozásait írta le:

- a felsőfokú tanulmányoknak az érettségizők kereseti várakozásai alapján kiszámítható életkereseti hozamát;⁷
- az érettségizők becslését saját álláshoz jutásuk valószínűségére középiskolai végzettséggel;
- az érettségizők becslését álláshoz jutásuk valószínűségére a jelentkezésnek megfelelő szakon megszerzett diplomával.

2. Az érettségizők *képességének mérésére* egy pontszámváltozó szolgált. Ez a középiskola 11. évfolyamán és a 12. évfolyam első félévében elért – minden érettségiző esetében ugyanazon tárgyakból származó⁸ – érdemjegyek összeadásából adódott, illetve abból, hogy van-e, milyen szintű és hány nyelvvizsgálója a kérdezettnek.

3. A munkaerő-piaci várakozásokat és a képességet leíró változók mellett a modellben szerepeltek az érettségizők *társadalmi/gazdasági helyzetét* és más jellemzőit leíró változók is, amelyek befolyásolhatják a továbbtanulási döntést, mivel hatást gyakorolhatnak vagy a felsőoktatási tanulmányok várható költségeire, vagy várható hozamára, vagy az érettségiző számára a munkaerő-piaci lehetőségekről rendelkezésre álló információra. Ezek a változók a következők voltak: a *család egy főre jutó jövedelme, a szülők iskolai*

⁶ Multinomiális probit modell alkalmazása mellett szólt az, hogy a hasonló döntési helyzetek elemzésére leggyakrabban használt multinomiális logit modell az *irreleváns alternatívák függetlenségének (independence of irrelevant alternatives, IIA)* axiómáján alapul, vagyis hogy két alternatíva relatív kiválasztási valószínűsége független attól, hogy milyen más alternatívák állnak rendelkezésre. A továbbtanulási döntések esetében ez a feltételezés nem tűnik reálisnak. A multinomiális probit modell kielégítően kezeli az IIA axiómát megsértő helyzeteket.

⁷Az életkereseti hozamra vonatkozó várakozások kiszámolásához az érettségizők különböző továbbtanulási pályák melletti kereseti várakozásainak adatait használtam fel. Az érettségizők a különböző továbbtanulási pályák mellett életpályájuk három pontjára fogalmaztak meg kereseti várakozásokat, ennek felhasználásával megbecsültem az életpálya minden pontjára kereseti várakozásait, egyszerűen azt feltételezve, hogy a köztes években keresetük egyenletesen növekszik. Az így nyert kereseti adatok felhasználásával 10 százalékos diszkontrátával kiszámoltam a keresetihozam-várakozások nettó jelenértékét. Az oktatás költségei az elmulasztott keresetekre korlátozódott a számításokban.

⁸ Függetlenül attól, hogy mely tárgyak eredményei számítottak be a jelentkezésnek megfelelő szakon/szakpáron a felvételi eredménybe.

végzettsége, a tanuló lakóhelyének településtípusa, az érettségit adó iskola típusa és a tanuló neme. Egy további kétértékű változó pedig azt mutatta, hogy *jelentkezik-e* az érettségiző *költségtérítéssel* képzésre is.

A becslési eredményeket az 1. táblázat foglalja össze. A referenciakimenet a nem pedagógusképzést nyújtó egyetemi szakok választása volt. Az eredmények azt mutatják, hogy a modell magyarázó változói közül a képességeket mérő pontszámváltozó, a munkaerő-piaci várakozásokat leíró változók, valamint a kérdezett neme szignifikáns hatással volt a pedagógusszakok választásának valószínűségére.

A képességek hatásáról következtöt látjuk. A képességeknek nincs szignifikáns hatása annak valószínűségére, hogy valaki pedagógusképzést nyújtó egyetemi szakot választ-e. Tehát az eredmények nem támasztják alá azt a feltételezést, hogy pedagógusképzést biztosító egyetemi szakokat a kevésbé jó képességűek választanák, mint a többi egyetemi szakot. A főiskolai szintű pedagógusképzésre jelentkezés valószínűségét viszont növeli az, ha az érettségizőnek alacsonyabb a pontszáma („rosszabbak a képességei”), vagyis a főiskolai szintű pedagógusképzést a kevésbé jó képességűek választják. A kevesebb hozott pontszám növeli a többi, nem pedagógus főiskolai szakra történő jelentkezés valószínűségét is, de ha összehasonlítjuk a marginális hatásokat, azt látjuk, hogy a hatás a pedagógusképzést nyújtó főiskolai szakok esetében nagyobb. Egyszerűsítve: a rosszabb képességűek inkább főiskolai szakokra jelentkeznek, de minél rosszabb képességű valaki, annál nagyobb valószínűséggel jelentkezik főiskolai szintű pedagógusképzésre.

A munkaerő-piaci várakozásokat mérő változók közül az *életkereseti hozamra vonatkozó várakozások* szignifikáns hatással vannak a főiskolai és az egyetemi pedagógus szakok választásának valószínűségére is. Azok a felvételizők, akiknek alacsonyabbak az életkereseti hozammal kapcsolatos várakozásai, nagyobb valószínűséggel jelentkeznek pedagógusképzést nyújtó intézményekbe (és más főiskolai képzést nyújtó intézményekbe is), mint más képzést nyújtó egyetemi szakokra. Vagyis, a pedagógusképzésre jelentkezők kisebb hozamvárakozások mellett is tovább kívánnak tanulni, mint a többi egyetemi szakra jelentkezők. A főiskolai szinten pedagógusképzésben továbbtanulást tervezők esetében ezt részben magyarázhatja, hogy aki ilyen képzésre jelentkezik, az kisebb esélyt lát arra, hogy érettségivel álláshoz jusson. Vagyis, akinek a tanulmányok miatt elmulasztott keresete kisebb (mivel kisebb esélyt lát arra, hogy érettségivel álláshoz jusson), az nagyobb valószínűséggel választ főiskolai szintű pedagógusképzést nyújtó szakokat.⁹ Az érettségizők *szociális, társadalmi helyzetének* – a szülők iskolai végzettségének, a család jövedelmi helyzetének, valamint az érettségiző lakóhelye településtípusának (a többi változó rögzítése mellett) – nincs szignifikáns hatása sem a főiskolai, sem az egyetemi szintű pedagógusképzés választásának valószínűségére. A középiskola típusa is csak egyetlen esetben hat a pedagógusképzés választásának valószínűségére. Egyetemi szintű pedagógusképzésre 10 százalékkal kisebb eséllyel jelentkeznek azok, akik középiskolai tanulmányaikat szakközépiskolában végezték. Az összes egyéb változó rögzítése mellett is kisebb eséllyel jelentkeznek a férfiak pedagógusképzésre, mint a nők.

A középiskolások továbbtanulási döntésének elemzése tehát megerősítette, hogy a képességek szerepet játszanak a főiskolai szintű pedagógusképzés választásában. Ilyen képzésre azok jelentkeznek, akiknek alacsonyabb a hozott pontszámuk („rosszabbak a képességeik”), kisebb a felsőoktatás miatt elmulasztott keresetük, mivel kisebb esélyt látnak arra, hogy érettségivel álláshoz jutnának, és kisebb kereseti hozammal is beérik. Az

⁹ Érdemes azt is megjegyezni, hogy egy, a diákhitel esélyegyenlőségét elemző tanulmány, amely többek között azt vizsgálta, hogy teremt-e pótlólagos keresletet a diákhitel a felsőoktatás iránt, azt találta, hogy ilyen hatás általában nem kimutatható, de a főiskolai szintű pedagógusképzés esetében igen (Medgyesi-Varga [2005]).

1. táblázat

A pedagógusképzés választásának meghatározói
(referenciakimenet = nem pedagógusképzést nyújtó egyetemi szakok választása)

Megnevezés	Együttható	z	Marginális hatás dy/dy	z
<i>Férfi</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-1,11686*	-6,09	-0,05698*	-4,90
Pedagógusképzés egyetemi	-0,76960*	-5,37	-0,07650*	-4,04
Egyéb főiskolai	-0,36670*	-3,17	-0,02706	-0,88
<i>Életkeresetihozam-várakozás</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,27157*	-4,07	-0,00913**	-2,23
Pedagógusképzés egyetemi	-0,27934*	-5,36	-0,02386*	-3,57
Egyéb főiskolai	-0,22219*	-3,17	-0,04026*	-3,39
<i>Álláshoz jutás becsült valószínűsége érettségivel</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,02349*	-3,26	-0,00141*	-3,10
Pedagógusképzés egyetemi	-0,00434	-0,97	-0,00004	-0,07
Egyéb főiskolai	-0,00505	-1,60	-0,00056	-0,64
<i>Álláshoz jutás becsült valószínűsége diplomával</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,00480	-1,42	-0,00020	-0,98
Pedagógusképzés egyetemi	-0,00575**	-1,94	-0,00067	-1,68
Egyéb főiskolai	-0,00208	-0,88	-0,00009	-0,16
<i>Hozott pontszám</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,09766*	-9,52	-0,00366*	-5,38
Pedagógusképzés egyetemi	-0,03796*	-4,30	0,00170	1,47
Egyéb főiskolai	-0,09245*	-12,42	-0,00225*	-11,60
<i>Iskolatípus</i>				
<i>Nyolcosztályos gimnázium</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,17165	-0,52	-0,00223	-0,11
Pedagógusképzés egyetemi	-0,10307	-0,46	0,00666	0,21
Egyéb főiskolai	-0,31222	-1,54	-0,08050	-1,51
<i>Hatosztályos gimnázium</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,35006	-1,00	-0,00923	-0,48
Pedagógusképzés egyetemi	-0,27266	-1,26	-0,01069	-0,38
Egyéb főiskolai	-0,41270**	-2,00	-0,09485	-1,77
<i>Szakközépiskola</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,08436	-0,48	-0,01549	-1,62
Pedagógusképzés egyetemi	-0,52479*	-3,15	-0,10514*	-5,94
Egyéb főiskolai	0,55359*	4,46	0,20174*	6,19
<i>Szülők iskolai végzettsége</i>				
<i>Apa középfokú végzettségű</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	0,10354	0,50	0,00509	0,39
Pedagógusképzés egyetemi	0,15922	0,89	0,02280	0,89
Egyéb főiskolai	0,00848	0,06	-0,01154	-0,31
<i>Apa felsőfokú végzettségű</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	0,12465	0,54	0,01361	0,91
Pedagógusképzés egyetemi	-0,01247	-0,06	0,00765	0,27
Egyéb főiskolai	-0,16187	-1,01	-0,05135	-1,20

1. táblázat (folytatás)

Megnevezés	Együttható	z	Marginális hatás dy/dy	z
<i>Anya középfokú végzettségű</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,04560	-0,21	0,00226	0,17
Pedagógusképzés egyetemi	-0,13651	-0,67	-0,01063	-0,40
Egyéb főiskolai	-0,13772	-0,86	-0,03092	-0,74
<i>Anya felsőfokú végzettségű</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,42927	-1,75	-0,01406	-1,00
Pedagógusképzés egyetemi	-0,20486	-0,92	0,00452	0,15
Egyéb főiskolai	-0,45529**	-2,50	-0,11052*	-2,35
<i>Településtípus</i>				
<i>Budapest</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,19408	-0,80	-0,01409	-1,07
Pedagógusképzés egyetemi	0,01203	0,06	-0,00018	-0,01
Egyéb főiskolai	0,05872	0,37	0,02200	0,51
<i>Megyei jogú város</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	0,08945	0,49	0,00210	0,19
Pedagógusképzés egyetemi	0,11838	0,75	0,01033	0,48
Egyéb főiskolai	0,09530	0,73	0,01809	0,52
<i>Egy főre jutó családi jövedelem</i>				
<i>31–60 ezer forint/fő</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	0,34547	1,79	0,02224	1,47
Pedagógusképzés egyetemi	-0,04399	-0,27	-0,02059	-1,00
Egyéb főiskolai	0,15069	1,14	0,03744	1,04
<i>61–100 ezer forint/fő</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	0,17769	0,75	0,01407	0,80
Pedagógusképzés egyetemi	-0,21251	-1,08	-0,03478	-1,55
Egyéb főiskolai	0,05255	0,34	0,02366	0,56
<i>100 ezer forint/fő felett</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	-0,62969	-1,06	-0,02092	-0,95
Pedagógusképzés egyetemi	-0,43091	-1,24	-0,02875	-0,71
Egyéb főiskolai	-0,43161	-1,56	-0,08705	-1,23
<i>Jelentkezik költségtérítéses képzésre is</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	0,12105	0,58	0,00925	0,66
Pedagógusképzés egyetemi	-0,54658**	-2,68	-0,07800*	-4,22
Egyéb főiskolai	0,15582	1,04	0,07457	1,85
<i>Konstans</i>				
Pedagógusképzés főiskolai	6,60467*	9,58		
Pedagógusképzés egyetemi	3,69775*	6,25		
Egyéb főiskolai	6,28191	12,56		
Esetszám	1512			
Log pseudo likelihood	-1385,9965			
Wald $\chi^2(54)$	490,80			
Prob > χ^2	0,000			

Multinomiális probit becslés, robusztus standard hibával.

Referenciacsoport: nő; nem pedagógus egyetemi szakra jelentkezik; négyosztályos gimnázium; város, község; apa középfokúnál alacsonyabb végzettségű; anya középiskolánál alacsonyabb végzettségű; egy főre jutó családi jövedelem kevesebb, mint 31 ezer forint.

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

A nem tanárként és tanárként elérhető keresetek meghatározásához két kereseti egyenletet becsültem: egyet a tanári állásban dolgozók, egyet pedig a nem tanári állásban dolgozók adatainak felhasználásával – majd 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 becsüli a nem tanárként dolgozók tanárként elérhető keresetét, illetve a nem tanárként dolgozók keresete torzítatlanul jelezné előre a tanárként dolgozók nem tanárként elérhető keresetét. A szelektivitás esetleges hatásának kiszűrésére Heckman-féle kétlépcsős eljárás szolgált. A (2) szelekciós egyenlet egy redukált formájú probit becslés, amelyben az (1) egyenletből kihagytam a kereseti különbség és az 1. megfigyeléskori tanári státus változóját, majd a becslési eredmény felhasználásával kiszámoltam az inverz Mills-arányokat (1), amelyeket szelekciós korrekciós változóként bevontam a (2) és (3) béregyenletekbe.

$$T_2 = \beta_0 + \beta_1 X + \mu_1, \quad (2)$$

$$\ln W_2^T = \delta_0^T + \delta_1^T X' + \sigma^T \rho^T \lambda + \mu_2, \quad (3)$$

$$\ln W_2^N = \delta_0^N + \delta_1^N X' + \sigma^N \rho^N \lambda + \mu_3, \quad (4)$$

ahol az X 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 hatna a keresetekre;

– az X' tartalmaz néhány változót, amelyek 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 a „képességeket” közelítő más változók sem álltak rendelkezésre, a képességeket csak durván tudjuk közelíteni. A képességek mérésére a következő proxy változót használtam. Minden kérdezettnek kiszámoltam a felvetteknek a jelentkezettekhez viszonyított arányát a kérdezett felsőoktatásba kerülésének évében azon felsőoktatási intézményben, karon és szakon, ahová felvételt nyert. Az elgondolás abból indult ki, hogy minél nagyobb a bekerülési arány, annál gyengébb képességekkel is be lehetett kerülni az adott évben, az adott intézmény adott szakán. 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 persze 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.

Az 1. megfigyeléskor tanári/nem tanári állás valószínűségét becslő probit becslés eredményeit a *Függelék F1. táblázata* közli. Látjuk, hogy a képességeket jelző változó szignifikáns hatással van az 1. megfigyeléskori tanári státus valószínűségére. Minél rosszabb képességű egy pályakezdő diplomás – minél kevésbé szelektív intézményben/karon/szakon szerezte diplomáját, vagyis minél nagyobb volt a felvettek jelentkezettekhez viszonyított aránya a diplomát adó intézményben/karon/szakon –, annál nagyobb valószínű-

séggel dolgozik tanári állásban egy évvel a végzés után. Növeli a végzést követően a tanári pálya választásának valószínűségét, ha a pályakezdő főiskolai és nem egyetemi szintű diplomát szerzett, és csökkenti a tanári pálya választásának valószínűségét, ha a kérdezett férfi. Kisebbségi valószínűséggel találjuk tanári állásban azokat a végzetteket, akik műszaki, informatikai, jogi, közgazdasági vagy az egyéb szakcsoportba sorolt szakon szereztek diplomájukat.

Az *F2. 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 legkisebb négyzetes (OLS) bérregressziók eredményét közli. A függő változó a 2. megfigyeléskori keresetek logaritmusai. A 4. oszlop a szelekciós egyenletet,¹⁰ az 5. és 6. pedig a szelekció hatását is figyelembe vevő bérregressziók eredményét mutatja a tanárookra és egyéb állásban dolgozókra, ahol a függő változó ismét a 2. megfigyeléskori keresetek logaritmusai.

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, amelyek a tanári pálya választásában szerepet játszanak, alacsonyabb bérekhez vezetnek. A nem tanári pályát választók meg nem figyelhető jellemzői pedig magasabb béreket eredményeznek.

A szelekció hatásának bemutatására – a szelekciós hatást figyelembe vevő bérregressziók 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 *2. táblázat* mutatja be. A táblázatban látjuk, hogy a tanárként dolgozók tanárként is és nem tanári állásban is kevesebbet keresnek/keresnének, mint a más foglalkozást választók. Tanári állásban a nem tanárként dolgozók 27 778 forinttal többet keresnének havonta, mint a tanári állásban dolgozók, nem tanári állásban pedig 38 318 forinttal keresnek többet, mint a tanárként dolgozók keresnének, 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.

2. 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 bérregressziók 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 bérregressziókban, vagy a képességek keresetekre gyakorolt hatása is szignifikánsnak bizonyult.

¹⁰ Probit becslés. Függő változó: 2. megfigyeléskor tanári állásban van (igen/nem).

3. táblázat
A 2. megfigyeléskori pedagógusstátus meghatározói

Megnevezés	Együttható	z	Marginális hatás dy/dx	z
<i>Férfi</i>	0,16264	1,05	0,01171	1,03
Végzettség				
1. diploma főiskolai	0,01248	0,12	0,00089	0,12
Diploma szakcsoportja				
Nyelvi	0,61020*	3,05	0,07152**	2,13
Tanító, óvó	-2,59003*	-6,33	-0,04181*	-6,69
Természettudományi	-1,14760*	-5,27	-0,03461*	-7,23
Műszaki, informatikai	-2,46994*	-8,54	-0,11006*	-9,43
Jogi, közgazdasági	-0,53983**	-2,22	-0,02993*	-3,01
Egyéb	-1,53230*	-7,75	-0,07750	-8,25
<i>Van új diplomája</i>	0,02203	0,24	0,00156	0,24
Képesség				
Felvételi arány	7,52997*	10,30	0,53805*	8,91
Településtípus				
Budapest	0,43723*	-4,86	0,04154	1,80
<i>1. hullám (1998-ban végzett)</i>	-0,64590*	-4,86	-0,04126*	-4,25
Szülők foglalkozása				
Apa tanár	-0,35131	-0,33	-0,00505	-0,35
Anya tanár	0,35131**	2,02	0,03162	1,63
<i>Prob. 1. megfigyeléskor tanárként dolgozik</i>	7,4791*	4,67	0,53442*	3,67
$Exp[W(T = 0) - W(T = 1)]$	-3,10646*	-4,44	-0,22197*	-4,39
<i>Konstans</i>	-2,58478*	-13,65		
Esetszám			3102	
LR χ^2 (16)			569,59	
Prob > χ^2			0,000	
Pseudo R^2			0,3079	
Log likelihood				

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

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.

A 3. táblázat foglalja össze a 2. megfigyeléskori (a végzést követő 5., illetve 6. évben) megfigyelhető tanári állás valószínűségét leíró modell eredményeit, amelyben magyarázó változóként a szelekciós hatást figyelembe vevő, bérregressziókon alapuló becslt nem tanári és tanári bérek különbsége, valamint az 1. megfigyeléskori tanári állás becslt valószínűsége is szerepelt.

A vizsgálódás szempontjából legfontosabb kérdés, hogy milyen szerepe van a képességeknek és a tanárként és nem tanárként elérhető keresetek különbségének abban, hogy tanári állásban találjuk-e az egyént a végzést követő 5., illetve 6. évben. A képességek-

nek szignifikáns hatása volt annak valószínűségére, hogy pedagógusként dolgozik-e valaki a 2. megfigyeléskor is. A rosszabb képesség – az, ha valaki kevésbé szelektív intézményben/szakon végzett – növeli annak valószínűségét, hogy tanárként dolgozzon a 2. megfigyeléskor. A marginális hatások összehasonlítása az 1. megfigyeléskori és 2. megfigyeléskori tanári állás valószínűségét leíró modellekben pedig azt mutatja, hogy a képességek hatása jóval nagyobb a 2. megfigyeléskor. Úgy tűnik tehát, hogy azok közül, akik a végzést követően tanárként helyezkedtek el, a rosszabb képességűek (akik kevésbé szelektív intézményben, karon, szakon szereztek a diplomájukat) nagyobb valószínűséggel maradnak a pályán, és azok a kevésbé jó képességűek pedig, akik korábban más foglalkozásban kezdtek dolgozni, nagyobb valószínűséggel keresnek tanári állást az 1. és 2. megfigyelés között.

A becslési eredmények megerősítik, hogy valóban fontos szerepe van a tanárként és nem tanárként elérhető keresetek különbségének a tanári pálya választásában, a pályán maradásban. Minél nagyobb az a bérkülönbség, amely egy-egy egyén nem tanári és tanári keresete között van, a pályakezdő annál nagyobb valószínűséggel nem lesz pedagógus státusban a 2. megfigyeléskor. A marginális hatás azt mutatja, hogy 10 százaléknival nagyobb kereseti különbség a tanári és a nem tanári pályán elérhető keresetek között 2,2 százalékponttal csökkenti annak valószínűségét, hogy tanári állásban dolgozik valaki a végzést követő 5., illetve 6. évben.

Az eredmények szerint meghatározó szerepe van annak is, hogy az egyén a végzést követően tanárként helyezkedett-e el. Az 1. megfigyeléskori tanári állás valószínűségét leíró változó hatása azt mutatja, hogy azokat, akik a végzést követően tanári állásban helyezkedtek el, nagyobb valószínűséggel találjuk pedagógusállásban a 2. megfigyeléskor, mint azokat, akik először nem pedagógusállást 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 2. megfigyeléskor – az összes többi változó rögzítése mellett – nincs különbség a férfiak és nők között annak valószínűségében, hogy tanárként dolgozik-e valaki. Az 1998-ban végzeteket kisebb valószínűséggel találjuk pedagógusállásban a 2. megfigyeléskor. A diploma szakcsoportja továbbra is szerepet játszik a tanári pálya választásában. Ha összevetjük a marginális hatásokat az 1. megfigyeléskori tanári állás valószínűségét becsülő modell eredményeivel, azt látjuk, hogy a 2. megfigyeléskor még kisebb valószínűséggel találjuk tanári állásban a műszaki, informatikai, jogi, közgazdasági és egyéb szakcsoportokban végzeteket. Míg az 1. megfigyeléskor a többi szakcsoport esetében nem találtunk szignifikáns különbséget a tanári pálya választásának valószínűségében, addig a 2. megfigyeléskor azt látjuk, hogy tanító, óvodapedagógus vagy természettudományi szakcsoportban végzetek már kisebb valószínűséggel dolgoznak tanárként, az idegen nyelvi diplomával rendelkezők pedig nagyobb valószínűséggel dolgoznak tanárként, mint a referenciacsoportnak választott bölcsész diplomások.

Összefoglalás

A tanulmány a képességek, valamint a tanári és a nem tanári állásban elérhető keresetek különbségének hatását vizsgálta a pedagógusok kiválasztódására a pályára vezető út különböző állomásain. Az eredmények azt mutatják, hogy a tanárok kiválasztódási folyamatának minden egyes pontján: a pedagógusképzésre jelentkezéskor, a felsőfokú tanulmányok befejezését követő elhelyezkedéskor, majd a végzést követő 5., illetve 6. évben is megfigyelhető negatív önszelekciós hatás. Azok jelentkeznek főiskolai szintű pedagó-

gusképzésre, akiknek rosszabbak a képességei. A diplomát szerzettek közül pedig nagyobb valószínűséggel helyezkednek el tanári pályán azok, 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. A végzést követő 5. és 6. évben is a rosszabb képességűeket találjuk nagyobb valószínűséggel tanári pályán, és az eredmények alapján az is valószínűsíthető, hogy az 1. és 2. megfigyelés között a jobb képességűek hagyták el a pályát.

Az alternatív kereseti lehetőségek meghatározó jelentőségűek a tanári pálya választásában. Azok jelentkeznek pedagógusképzésre, akik alacsonyabb hozamvárakozások mellett is tovább kívánnak tanulni. Azokat találjuk tanári állásban, akiknek kisebb a nem tanárként és tanárként elérhető keresetük között a különbség.

Az eredmények tehát igazolták azokat a várakozásokat, hogy az átalakulást követő munkaerő-piaci változások hatással lehettek a tanári pályát választók összetételének alakulására. Az elemzés csak egy kohorsz továbbtanulási döntését és két kohorsz foglalkozásválasztási döntését vizsgálta, de valószínűsíthető, hogy ezek a hatások érvényesültek a többi kohorsz esetében is. Ha ennek a tanári pályára vezető úton megfigyelhető szelekció hatásának következményeit latolgatjuk, több dolgot érdemes felidézni.

Először, ha feltételezzük is, hogy a közalkalmazotti béremelés következtében már kevésbé érvényesül negatív önszelekció a pedagógusképzésre jelentkezők körében 1990 és 2004 között, akkor is több mint tíz olyan évfolyam kezdte meg, majd fejezte be felsőfokú tanulmányait, akik körében a tanárképzést – főiskolai szinten – választók a legrosszabb képességű továbbtanulók közül kerültek ki. 2005-ben a közoktatásban dolgozó pedagógusok között már 20 százalék volt azok aránya, akik 1990 után kezdték meg felsőfokú tanulmányaikat főiskolai szintű pedagógusképzésben.¹¹

Azt is érdemes felidézni, hogy a tanulmányban vizsgált 2. megfigyeléskori tanári státus 2004-es megfigyelést jelent, vagyis a jelentős közalkalmazotti béremelést követő állapotot vizsgáltuk. Ennek ellenére azt találtuk, hogy a kevésbé jó képességűek vannak a tanári pályán, mivel a többiek alternatív munkaerő-piaci lehetőségei 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 azok, 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.

Hivatkozások

- BALLOU, D.–PODGURSKY, M. [1997]: *Teacher Pay and Teacher Quality*. Upjohn Institute for Employment Research, Kalamazoo.
- 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.
- DOLTON, P. J. [1990]: *The Economics of UK Teacher Supply: the Graduate's Decision*. *Economic Journal*, 100. 91–104. o.
- DOLTON, D. J.–MCINTOSH, S. [2003]: *Teacher Pay and Performance. A Review of the Literature*. Bedford Way Papers. Institute of Education. London.

¹¹ Az ÁFSZ bértarifa-felvételének adataiból számítva.

- EIDE, E.–GOLDBERGER, D.–BREWER, D. [2004]: The Teacher Labor Market and Teacher Quality. *Oxford Review of Economic Policy*, 20. 230–244. o.
- HANUSHEK, E. A. [1986]: The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools. *Journal of Economic Literature*, Vol. 24. No. 3. 1141–1177. o.
- HANUSHEK, E. A. [2003]: The Failure of Input-Based Schooling Policies. *Economic Journal*, 113. (485) 164–198. o.
- HANUSHEK, E.–KAIN, J. F.–RIVKIN S. G. [1999]: Do higher salaries buy better teachers? *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 7082.
- HERMANN ZOLTÁN [2005]: A falusi kisiskolák és a méretgazdaságossággal összefüggő hatékonyságveszteségek. Megjelent: *Hatékonyasági problémák a közoktatásban*. Országos Közoktatási Intézet, Budapest
- HERMANN ZOLTÁN–VARGA JÚLIA [2006]: Az oktatás finanszírozása. Megjelent: *Jelentés a közoktatásról*. Országos Közoktatási Intézet, Budapest.
- HOXBY, C.–LEIGH, A. [2003]: Pulled Away or Pushed out. Explaining the Decline of Teacher Aptitude in the United States. NBER, Harvard University, Cambridge MA. http://www.economics.harvard.edu/faculty/hoxby/papers/hoxbyleigh_pulledaway.pdf.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2001]: A gazdasági átalakulás két szakasza és az emberi tőke átértékelődése. A bérszerkezet átalakulása Magyarországon, 1986–1999 – III. rész. *Közgazdasági Szemle*, 11. sz. 897–919. o.
- KERTESI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2002]: Economic Transformation and the Revaluation of Human Capital.–Hungary 1986–1999. Megjelent: *de Grip, A.–van Loo, J.–Mayhew K.* (szerk.): *The Economics of Skill Obsolescence*. *Research in Labor Economics*, Vol. 21. JAI, Oxford, 235–273. o. <http://mek.oszk.hu/01400/01491/01491.pdf> <http://mek.oszk.hu/01400/01491/01491.pdf>.
- KÉZDI GÁBOR [2000]: Versenyszféra és költségvetés. Megjelent: *Munkaerőpiaci Tükör 2000*. MTA Közgazdaságtudományi Kutatóközpont–Országos Foglalkoztatási Közalapítvány, Budapest, 106–112. o.
- KÉZDI GÁBOR–KÖLLŐ JÁNOS [2000]: Életkor szerinti kereseti különbségek a rendszerváltás előtt és után. Megjelent: *Racionalitás és méltányosság*. Tanulmányok Augusztinovic Máriának. *Közgazdasági Szemle Alapítvány*, Budapest.
- LOEB, S.–PAGE, M. [2000]: Examining the Link Between the Wages and Student Outcomes: The Impact of Alternative Labour Market Opportunities and Non Pecuniary Variation. *Review of Economics and Statistics*, 78. 479–494. o.
- MEDGYESI MÁRTON–VARGA JÚLIA [2005]: A hallgatói hitel iránti kereslet elemzése. *Kutatási jelentés a Diákhitel Központ Rt. részére*. Társi, Budapest.
- 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. o.
- TAMURA, R. [2001]: Teachers, Growth and Convergence. *Journal of Political Economy*, Vol. 109. No. 5. 1021–1059. o.
- VIGNOLES, A.–LEVACIC, R.–WALKER, J.–MACHIN, S.–REYNOLDS, D. [2000]: The Relationship Between Resource Allocation and Pupil Attainment. A Review. Centre for the Economics of Education, Discussion Paper, DP 02. London School of Economics and Political Science, London.
- WOLTER, S. C.–DENZLER, S. [2003]: Wage Elasticity of the Teacher Supply in Switzerland. *IZA Discussion Paper*, No. 733.
- WÖSSMANN, L. M.–WEST, R. [2002]: Class-Size Effects in School Systems Around the World: Evidence from Between-Grade Variation in TIMSS. Program on Education Policy and Governance Research Paper PEPG/02-02. Harvard University, Cambridge, Mass. <http://www.ksg.harvard.edu/pepg/PDF/Papers/PEPG02-02.pdf>.
- ZABALZA, A.–TURNBULL, P.–WILLIAMS, G. [1980]: The Economics of Teacher Supply. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 33. No. 3. 418–420. o.

Függelék

F1. táblázat

Az 1. megfigyeléskor tanári munkakörben dolgozik (probit becslés)

Megnevezés	Együttható	z	Marginális hatás $\frac{dy}{dx}$	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 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>				
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 > χ^2	0,000			
Pseudo R^2	0,2858			

Probit becslés.

Referenciakategória: nő, egyetemi diploma; első diplomájának szakiránya műszaki, informatikai 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.

F2. táblázat
A 2. megfigyeléskori keresetek meghatározói

Megnevezés	OLS		Szelekció ⁺	Tanárok	Nem tanárok
	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>					
Idegen nyelvi	-0,051975 (-0,92)	0,11650 (1,91)	0,33550* (2,36)	-0,13522** (-2,08)	0,18562* (3,46)
Óvó-, tanítóképző	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>Képességek</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. hullám (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)
λ	-	-		-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)

F2. táblázat (folytatás)

Megnevezés	OLS		Szelekció ⁺	Tanárok	Nem tanárok
	tanárok	nem tanárok			
LR χ^2 (14)			503,82		
Prob > χ^2			0,000		
Log-likelihood			-744,6475		
Pseudo (vagy kiigazított) R^2	0,22249	0,1895	0,2528	0,23700	0,1956
Esetszám	258	2376	3604	258	2376

⁺ Probit becslés, függő változó: 2. megfigyeléskor tanári állásban van (igen/nem).

Referenciakategória: nő, 1. diplomája egyetemi; 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.