

VARGA JÚLIA

A közalkalmazotti béremelés hatása a tanárok pályaelhagyási döntéseire

A tanárok pályaelhagyási döntését vizsgálva, a tanulmány a következő két kérdésre keresi a választ. Milyen szerepet játszanak e döntésekben a keresetek, alternatív kereseti lehetőségek? Hogyan hatott a tanárok pályaelhagyására a 2002. évi közalkalmazotti béremelés? Az elemzéshez az OEP–ONYF–FH összekapcsolt nagymin-tás adatbázis felhasználásával kétféle modellt becsült a szerző: 1. két lehetőséget megkülönböztetve (elhagyja a tanári pályát/nem hagyja el) Cox-féle arányos ha-zárdfüggvényeket, 2. a pályaelhagyás okai között a más állásba kerülést és az egyéb pályaelhagyási okokat megkülönböztetve versengő kockázati modelleket. Az eredmények azt mutatják, hogy a kereseti lehetőségek hatnak a pályaelhagyási döntésekre. A magasabb jövedelem és magasabb relatív kereset csökkenti annak valószínűségét, hogy egy tanár elhagyja a pályát, és más pályán helyezkedjen el, vagy nem foglalkoztatotti státusba kerüljön. A közalkalmazotti béremelés átmenetileg csökkentette a pályaelhagyás valószínűségét a fiatal tanárok körében, de a hatás egy-két év alatt eltűnt. Az 51 évesnél idősebb tanárokat pedig inkább a pályán tartotta a béremelés, csökkentette annak valószínűségét is, hogy más pályán helyezkedjenek el, vagy hogy nem foglalkoztatotti státusba kerüljenek.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: I22, J28, J31, J45, J62.

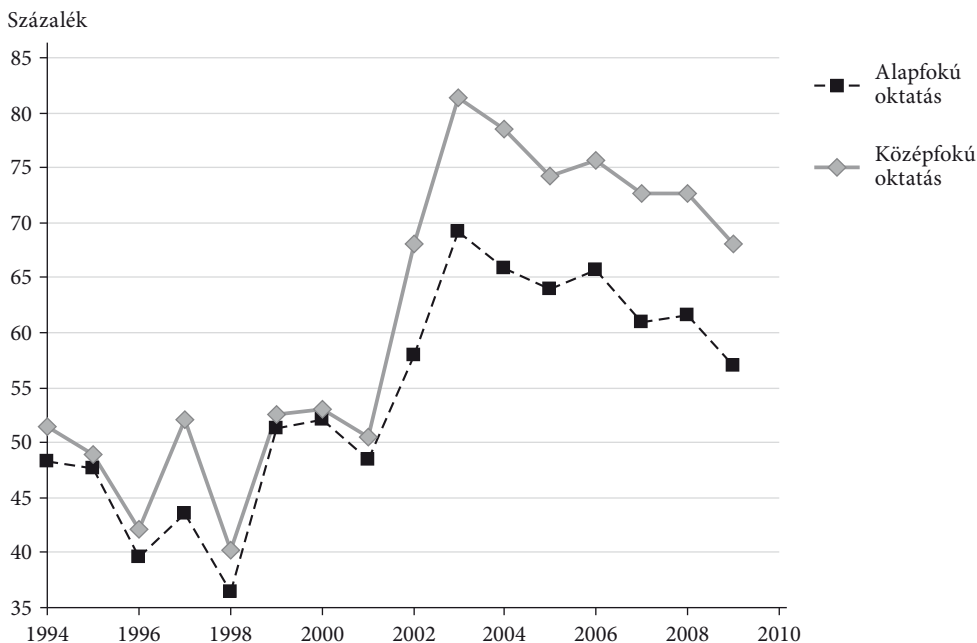
A tanárok más diplomásokhoz képest keveset keresnek Magyarországon. Az 1990-es évek elején az átlagos tanári keresetek az átlagos diplomás keresetek 65–70 százalékát tették ki, majd ezt követően 1998-ig évről évre romlott a pedagógusok relatív kereseti helyzete. 1998-ban a tanárok átlagosan mindössze 40 százalékát kapták az átlagos diplomás kereseteknek. A 2002. évi közalkalmazotti béremelést követően a különbség átmenetileg csökkent, majd ismét növekedni kezdett, 2008-ban már nagyjából ugyanakkora volt tanárok relatív kereseti lemaradása más diplomásokhoz képest, mint 1992-ben (1. ábra).

A pedagógusok végzettség, nem és gyakorlati idő szerinti csoportjainak relatív helyzete nem egyforma mértékben tér el a hasonló jellemzőjű, nem tanárként dolgozó diplomásokétól. Különösen rossz helyzetben vannak a fiatal, legfeljebb 10–15 éves gyakorlati idejű tanárok a hasonló gyakorlati idejű egyéb diplomásokhoz képest, kö-

* Köszönöm Nagy Gyula, Kézdi Gábor, Köllő János és Telegdy Álmos segítő tanácsait. A kutatást az OTKA 78 255. sz. programja támogatta.

1. ábra

A szakképzett pedagógusok keresete a felsőfokú végzettségűek keresetének arányában, 1992–2009



Forrás: a Bértarifa-felvételek adataiból számolva.

zülük is elsősorban az egyetemi végzettségű férfiak. A pálya elején azért romlik évről évre a tanárok relatív helyzete, mert a közalkalmazotti bérszála az életpálya során lassú, egyenletes növekedést ír elő, míg a közszférán kívül a fiatal diplomások keresete a munkába lépést követően először viszonylag gyorsan növekszik.

Ahogy számos empirikus vizsgálat bemutatta (például Dolton [1990], Chevalier és szerzőtársai [2001], Wolter-Denzler [2003]), a tanárok kereseti helyzete hatással van arra, hogy kik választják a tanári pályát. Magyarországra vonatkozóan Varga [2007] azt találta, hogy a tanárképzés választásakor és a felsőfokú végzettség megszerzését követően a tanári pályára lépés eldöntésében meghatározó szerepe van annak, hogy mennyit keresnek a pedagógusok a többi diplomáshoz képest.

A tanárok összetételét nemcsak az befolyásolja, hogy kik szereznek tanári képesítést, és a tanári képesítés megszerzése után kik lépnek tanári pályára, hanem az is, hogy később kik hagyják el ezt a pályát. Fontos szakpolitikai kérdés, hogy béremeléssel csökkenthető-e – és mely tanári csoportok esetében – a pályaelhagyás, és hogyan hat egy általános béremelés ezekre a döntésekre.

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 kérdéssel foglalkozó tanulmányok egy része szerint a tanári pályaelhagyás és a tanárok relatív kereseti helyzete között kimutatható a kapcsolat.

Murnane–Olsen [1989] megállapította, hogy a magasabb bér növeli a tanári pályán eltöltött időt. Később hasonló eredményekre jutott *Dolton–van der Klaauw* [1995] és [1999], *Podgursky és szerzőtársai* [2004], *Imazeki* [2005], *Krieg* [2006], *Ondrich és szerzőtársai* [2008], valamint *Chevalier és szerzőtársai* [2002]. Magyarországon *Varga* [2007] a pályakezdő tanárookra mutatta ki, hogy a tanári pályára lépő fiatal tanárok a pályára lépést követő első három évében a magasabb kereseti lehetőségek miatt hagyják el a tanári pályát, és hogy e döntésekben szelekciós hatás érvényesül, a jobb képességű, magasabb alternatív kereseti lehetőségekkel rendelkező pályakezdő pedagógusok lesznek pályaelhagyók.

Más szerzők viszont azt állapították meg, hogy a pályaelhagyó tanárok kisebb része keres csak többet, mint korábban. *Scafidi és szerzőtársai* [2006], *Frijters és szerzőtársai*, [2004] és *Vandenbergh* [2000] eredményei szerint a pályaelhagyó tanárok jelentős része kilép a munkaerőpiacról, vagy a közszférában helyezkedik el a korábbi-nál alacsonyabb bérért. A pályaelhagyási döntéseket a munkakörülmények legalább olyan mértékben befolyásolják, mint a relatív keresetek (*Hanushek és szerzőtársai* [2001], [2004]). *Stinebrickner* [1998] a házasság és a gyermekvállalás meghatározó szerepét találta e döntésekben.

A legtöbb tanulmány csak a pályakezdő vagy pályájuk elején lévő tanárok pályakorrekciós döntéseit elemzi, s – a minta nagysága miatt – nem vizsgálja külön e döntéseket a különböző gyakorlati idejű, életpályájuk különböző szakaszain járó pedagógusok esetében. *Gilpin* [2011] a gyakorlati idő hossza szerint is vizsgálta tanárok döntéseit, s arra az eredményre jutott, hogy a tanári és nem tanári pálya közötti bérkülönbségek csak a pályájuk elején lévő, hat évnél kevesebbet tanítók döntését befolyásolja. A munkakörülmények viszont nemcsak a pályakezdő, hanem a hosszabb gyakorlati időszakot eltöltő, idősebb tanárok pályaelhagyására is hatással vannak.

E tanulmány egy nagymintás adatállományra támaszkodva a következő kérdéseket vizsgálja. Milyen tényezők befolyásolják a tanárok pályaelhagyási döntését Magyarországon? Számítanak-e a keresetek ezekben a döntésekben? Megfigyelhetők-e különbségek a tanárok életkori csoportjai között? Hatott-e a 2002. évi közalkalmazotti béremelés a tanárok pályaelhagyására? Különbözött-e a hatás tanári csoportonként?

Az adatokról

Az elemzéshez egy rendkívül nagy elemszámú minta állt rendelkezésre. A kiinduló adatbázis az Országos Egészségbiztosítási Pénztár (OEP), az Országos Nyugdíjbiztosítási Főigazgatóság (ONYF), a Foglalkoztatási Hivatal (FH) és a Magyar Államkincstár (MÁK) 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 nyolc évre (2002 januárja és 2008 decembere között) havi bontásban követhető a megfigyelt személyek munkaerő-piaci státusának, foglalkozásának alakulása és jövedelme. Emellett ismerjük az egyének néhány demográfiai jellemzőjét: nemét, életkorát, tartózkodási helyének régióját, az egyének

ellátásra és jogviszonyra vonatkozó információit, a foglalkozások FEOR-kódját és az ezekhez kapcsolható jövedelmet.

A minta 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 alapfokú tanintézeti oktató munkakörökben. A mintából a következő lépésben kihagytuk azoknak az adatait, akiknek a jövedelme nem volt ismert, vagy más fontos egyéni jellemzői hiányoztak, valamint 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 pedagógus állományának 51–52 százaléka. Az elemzés adatbázisában a megfigyelési egység egy ember egyhavi státusa. 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, továbbá mindenkor részletes munkaerő-piaci státusukat és néhány háttérváltozót.

Módszerek

A tanári pályaelhagyás meghatározóit, valamint a 2002. évi közalkalmazotti béremelés hatását a tanárok pályaelhagyási döntésére időtartammodellekkel vizsgáltam. A tanári pályán eltöltött időt hónapokban mértem. A modellek annak a feltehető valószínűségét írják le, hogy valaki elhagyja a tanári pályát, feltéve, hogy a vizsgált hónapot megelőzően még tanárként dolgozott.

Először két kimenetelt megkülönböztetve (tanárként dolgozik/nem dolgozik tanárként) *Cox-féle arányos kockázati függvényeket* becsültem. A Cox-modellben az alap-hazárd (*base-hazard*) nem parametrizált, a modellben nincsenek kikötések a túlélési idő eloszlásával kapcsolatban, a kockázati tényezők értékeivel arányosan nő, és nem függ az időtől, de időfüggő független változókat is be tudunk vonni az elemzésbe. A Cox-modell kezeli a cenzorált adatokat. Tehát egyrészt azt, hogy azokról, akik az első megfigyeléskor tanári státusban 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 Cox-modell kockázati függvénye a következő:

$$\lambda[t, x(t)] = \lambda_0(t)e^{x(t) \cdot B(t)},$$

ahol λ_0 az alaphazárfüggvény, t az idő, x az egyén jellemzőit írja le. A modell az időben változó változókat is megenged $x(t)$, az időtől függő hatásokat is kezelni tudja, ahol a paraméterek az idő parametrikus függvényei $B(t)$.

A tanári pályát elhagyók egy jelentős része nem helyezkedik el másik állásban, hanem önként vagy nem önként nem foglalkoztatotti státusba kerül: inaktív lesz, gyesre, gyedre megy, nyugdíjba vonul vagy munkanélküli lesz stb. Mivel e döntések és a más pályán való elhelyezkedés mozgatórugói különbözhetnek, a tanárok pályaelhagyását úgy is elemeztem, hogy megkülönböztettem azokat, akik nem tanárként dolgoznak (NT), és azokat, akik a tanári pálya elhagyása után nem foglalkoztatotti státusba, inaktív vagy munkanélküli-státusba kerülnek (NF). Ehhez a *versengő kockázatok modelljét* (*competing risk model*) használtam (Fine-Gray [1999]). Versengő kockázatról akkor beszélhetünk, ha a tanárként dolgozók két vagy több egymást kölcsönösen kizáró kockázatnak vannak kitéve, és ezek egyikének bekövetkezése megakadályozza a többi bekövetkeztét, esetünkben vagy nem tanári állásba megy, vagy valamilyen inaktív vagy munkanélküli-státusba kerül az egyén. A versengő kockázati modell külön szubhazárfüggvényeket becsül e kétféle eseményre: $\lambda_{NT(t)}$ és $\lambda_{NF(t)}$. A tanári pálya elhagyásának teljes hazárfüggvénye ezek összege. Az elemzéshez mindenkit az inaktív státusúak közé soroltam, aki gyeset vagy gyedet kapott a vizsgált hónapban, függetlenül attól, hogy mi volt a bejelentett munkaerő-piaci státusa.

A közalkalmazotti béremelések hatását két módon vizsgáltam. Egyrészt olyan modellek segítségével, amelyek magyarázó változói között olyan kétértékű változók is szerepelnek, amelyek azt mutatják, hogy az adott hónap melyik naptári évben volt, a 2002. évet referenciakategóriának tekintve. Másrészt a Cox-modell lehetőséget adott arra, hogy az adatokat felbontsam valamely esemény/epizód (esetünkben a béremelés) bekövetkezése szerint, és megvizsgáljam, hogy különbözik-e a magyarázó változók hatása a két epizódban. Mivel a közalkalmazotti béremelés 2002 szeptemberében lépett életbe, a megfigyelt 0–8. hónap adatai a béremelés előtti helyzetet írják le, ezért a megfigyeléseket két időszakra bontottam, hogy lásuk: különbözött-e 2002 szeptembere előtt és után egyes jellemzők hatása a tanári pálya elhagyásának valószínűségére.

A kereseteknek és egyéb jellemzőknek más-más hatásuk 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 elvégeztem.

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 lehetőségekben, a munkahelyi környezetben, az iskolák között, a tanulói összetételben stb. meglévő különbségek hatását. További magyarázó változó volt a modellekben, hogy az egyén alapfokú vagy középfokú oktatásban dolgozott-e tanárként.

A keresetek hatását több változóval, többféle specifikációban vizsgáltam. Az első specifikációban a magyarázó változó az egyén 2002. januári reálértéken vett (havi fogyasztói árindexszel deflált) saját jövedelmének logaritmus volt.

A következő specifikáció, amely a tanári pályán kívüli kereseti lehetőségek hatását vizsgálja, nem kereseti *szintet* tartalmaz, hanem minden egyén minden megfigyeléséhez tartozó *relatív értékeket*, vagyis az adott régióban, adott végzettségi szinten az azonos neműek és életkorúak átlagos keresetéhez viszonyított kereseteket. Az átlagos kereseti adatokat a Bértarifa-felvétel megfelelő évi hullámai szolgáltatták.

Végül, mivel a tanári pályaelhagyást nemcsak a tanári pályán kívüli lehetőségek befolyásolhatják, hanem az is, hogy a tanárként dolgozó egyén a többi pedagógushoz képest mennyit keres, a modellt úgy is lefuttattam, hogy minden egyénnek az adott régióban, adott végzettségi szinten az azonos nemű és életkorú átlagos tanári kereseteknek arányában mért relatív jövedelme szerepelt magyarázó változóként.

Bár a tanári kereseteket alapvetően meghatározza a közalkalmazotti bérskála, köztük 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 más feladatot tudnak/kívánnak vállalni. Az egyének, amikor a tanári pályát választják, valamilyen várározással élhetnek összes keresetüket tekintve az átlagos pedagógus jövedelmekhez képest. Később realizálhatják, hogy e várározások mennyiben teljesültek és ennek megfelelően alakíthatják további pályájukat.

A relatív keresetek kiszámításához szükség volt az iskolai végzettség változójára, de erre csak azon egyének esetében állnak rendelkezésre adatok, akik valamelyik megfigyeléskor munkanélküli-státusban voltak. A többiekhez hozzárendeltem az iskolai végzettség változóját abból kiindulva, hogy mindenkinél ismerjük, pontosan milyen tanári munkakörben dolgozott tanári státusa idején. Mivel a pedagógus-munkakörök betöltéséhez törvény határozza meg a minimális végzettséget (például a tanítók, általános iskolai tanárok esetében a minimum főiskolai, a középiskolai tanároknál az egyetemi végzettség), ezért ahol nem volt ismert a végzettség – vagy ismert volt, de a későbbi megfigyelésekkor olyan tanári munkakörbe kerültek, amihez magasabb végzettség az előírás –, a munkakör betöltéséhez előírt minimális végzettség változóját szerepeltettük. Ez a változó torzítást tartalmaz, mivel előfordulhat, hogy valaki nem az előírt végzettséggel dolgozik az adott munkakörben, például egyetemi végzettséggel általános iskolában tanít.

A modellben a munkaerő-piaci lehetőségek hatásának vizsgálatára magyarázó változóként bevontam még az egyén tartózkodási régiója szerinti havi bontású munkanélküliségi rátát is. Végül, valamennyi modellben szerepelt egy kétértékű változó, amely 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 előnyei még megmaradnak. (A modellben használt változók leíró statisztikáit a *Függelék F1. táblázata* mutatja be.)

A keresetek hatása a pályaelhagyási döntésekre

Az 1. 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 százalék. Az idősebb pályaelhagyók esetében átlagosan már nem mutatkozik kereseti hozam a pályaelhagyást követően. 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 azok, akik nem hagyják el a pályát.

1. 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 utáni)						
Összes	123 480	84 294	104 286	151 043	172 909	107 529
Dolgozik nem tanárként	152 031	113 220	138 516	170 804	181 320	104 384
Gyese, gyeden van	47 348	47 030	46 858	37 013	–	–
Egyéb inaktív	48 977	49 931	46 900	39 003	39 471	43 890

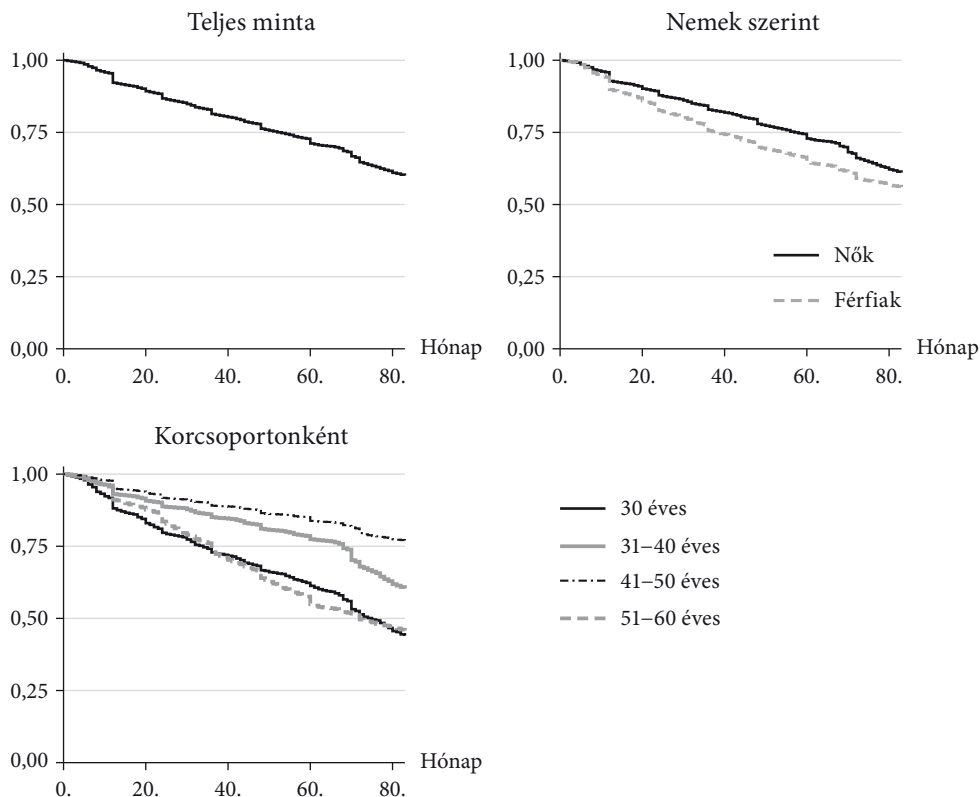
A 2. ábra a Kaplan–Meier-féle empirikus túlélési függvényeket ábrázolja nemenként és korcsoportonként.¹ A görbék azt mutatják be, hogy egy-egy hónapban a kiinduló időpontban tanárként dolgozók mekkora hányada dolgozik még tanárként. Az együttes görbe azt mutatja, hogy 2002 és 2008 között elég egyenletes volt a 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 tanárok, mint az idősebbek között, ezt követően viszont felgyorsult körükben a kiáramlás. A legkisebb „túlélést” a legfiatalabb tanárok között látjuk az időszak végéig.

A tanári pálya elhagyását két kimenettel (elhagyja a pályát/tanár marad) leíró modellek eredményeit az F2. táblázat foglalja össze. A táblázat az 1. specifikáció eredmé-

¹ A függvény a cenzorált eseteket nem tekinti kilépőknek.

2. ábra

Kaplan–Meier-féle empirikus túlélési függvények (tanári állásban marad) nemenként és korcsoportok szerint



nyeit mutatja be, amelyben a keresetek hatását az egyének keresetének logaritmusával mértük.² A táblázat ismerteti a teljes mintán, valamint a korcsoportos almintákon végzett becslések eredményeit, a kapott kockázati arányokat (*hazard ratio*). A házárdráta egynél nagyobb értéke mellett a pályaelhagyás valószínűsége nő, az egynél kisebb érték mellett pedig csökken. Az F2. táblázatban a férfiak házárdrátája 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 (hazárdráta = 0,924).

A teljes mintában valamennyi változó együttthatója szignifikáns. A férfiak, illetve a középfokú oktatásban dolgozók nagyobb eséllyel hagyják el a tanári pályát. Jelentős régiók közötti különbségeket látunk. A pályaelhagyást nagyobb valószínűséggel

² A 2. specifikáció eredményeit, amelyben a keresetek hatását a tanárok egyéb diplomásokhoz viszonyított relatív keresetével mértem a Varga [2013] közli (<http://www.econ.core.hu/file/download/bwp/bwp1304.pdf>).

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 végzettségűek keresetéhez mért relatív kereseti helyzetével mértem,³ illetve abban a specifikációban, amelyben a tanárok egyéb pedagógusokhoz mért keresete szerepelt.⁴ A teljes mintában azt látjuk, hogy minél rosszabb a pedagógus relatív keresete más felsőfokú végzettségűekhez képest, annál nagyobb valószínűséggel hagyja el a pályát. Az eredmények ugyanakkor korcsoportonként különböznek. A pályakezdő, a 31–40 éves és a 41–50 éves tanárok nagyobb valószínűséggel hagyják el a pályát, ha rosszabb a többi diplomához mért relatív keresetük, de a hatás jóval erősebb a fiatal tanárok, 40 év alattiak esetében. Az 50 év feletti tanárok pályaelhagyási valószínűségét viszont a magasabb relatív jövedelem növeli. 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, mert más diplomás állásban dolgozó férfiakhoz képest relatív keresetük kisebb, mint a nőké.

Korcsoportonként 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 annál jobban növekszik a 41–50 éves tanárokhoz képest, minél nagyobb a régiós munkanélküliségi ráta.

A tanári pályát elhagyók egy része nem foglalkoztatotti státusba kerül, másik részük viszont más pályán kezd dolgozni. A kétféle döntést másként befolyásolhatja a tanárok kereseti helyzete és egyéb jellemzői. Ezt vizsgálom a következőkben. Az *F3. táblázat* közli a versengő kockázati becslések eredményeit, a szubházárd rátákat. A férfiak a teljes mintában is és a korcsoportos becslési eredmények szerint is nagyobb valószínűséggel kerülnek más állásba és kisebb valószínűséggel inaktív státusba, 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 státusba.

A kereseti változók hatásáról a következőket látjuk: az alacsony saját jövedelem minden korcsoportban növeli annak valószínűségét, hogy a tanár más állást keresen és annak valószínűségét is, hogy nem foglalkoztatotti státusba kerüljön.

Az eddigi eredményekből tehát azt látjuk, hogy a tanárok pályaelhagyása, az egyéb pályára lépés és a nem foglalkoztatotti státusba kerülés valószínűségét is növeli az alacsony jövedelem (vagy a felsőfokú végzettségűekhez mért alacsonyabb relatív kereset).

³ A részletes becslési eredmények megtekinthetők Varga [2013] M2. táblázatában <http://www.econ.core.hu/file/download/bwp/bwp1304.pdf>.

⁴ Az utóbbi becslési eredményeket itt nem közöljük, de a szerző kívánságra bemutatja.

A közalkalmazotti béremelés hatása a pályaelhagyási döntésekre

2002 szeptemberében a közalkalmazottak alaphéret egységesen 50 százalékkal emeltek, ez a tanárok esetében azt jelentette, hogy átlagosan 20,5 százalékkal növekedett a reálkeresetük. A rá következő években viszont a tanári keresetek növekedése lelassult vagy megállt, és ahogy az *1. ábrán* láthattuk, a tanárok relatív kereseti helyzete ismét romlani kezdett. A következő kérdéseket vizsgálom meg ebben az alfejezetben. Hogyan hatott a tanárok pályaelhagyására a 2002. évi közalkalmazotti béremelés? Megfigyelhetők-e különbségek a tanári pályaelhagyás béremelés előtti és utáni valószínűségének változásában a tanárok egyes csoportjai között?

Az *F4. táblázatban* annak a modellnek a becslési eredményeit foglaltam össze, amely 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 kétkimenetes Cox-modellben két eseményre bontottam az adatokat, az első nyolc hónap a béremelés előtti helyzetet, a további hónapok a béremelés utáni helyzetet írják le.

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 nyolc és az azt követő hónapokban. A pályakezdő tanárok a 41–50 éves tanárokhoz képest viszont 25,5 százalékkal nagyobb valószínűséggel kerültek ki a pályáról 2002 szeptemberét követően, mint korábban. Az idősebb, 51–60 éves tanárok pályaelhagyási valószínűsége azonban 56 százalékkal csökkent a béremelés után.

A 2002. évi béremelés hatását úgy is megvizsgáltam, hogy a kétkimenetes Cox-modellekben és a versengő kockázati modellekben is olyan kétértékű változókat vontam be az elemzésbe, amelyek azt jelzik, hogy az adott hónap melyik évben van (referenciakategóriaként 2002-t választva). A kétkimenetes eredményeket az *F5. táblázat*, a versengő kockázati modellek eredményeit az *F6. táblázat* foglalja össze.

A teljes mintára vonatkozó kétkimenetes 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 foglalkoztatotti státusba kerülés valószínűségére és a más pályán való elhelyezkedés valószínűségére (F6. táblázat).

A fiatal, 30 évesnél fiatalabb pályakezdő, valamint a 31–40 éves tanárok 2003-ban kisebb valószínűséggel helyezkedtek el más pályán, mint 2002-ben (az eredmények csak 5 százalékos 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 mentek el más pályára, mint 2002-ben. Mindkét fiatal korcsoportban növekedett a nem foglalkoztatotti státusba 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 foglalkoztatotti státusba, mint 2002-ben, a 31–40 éveseknél 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 nagyobb-nak 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 más pályán, mint 2002-ben. Körükben 2003-tól kezdődően növekedett a nem foglalkoztatotti státusba kerülés valószínűsége, míg az 51–60 éves tanárok jóval kisebb valószínűséggel kerültek nem foglalkoztatotti státusba 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 mentek el a pályáról, akár más állásba, akár másik nem foglalkoztatotti (gyes, gyed, inaktív) státusba. Az idősebb, 51–60 éves tanárok viszont a béremelés hatására nemcsak kevésbé helyezkedtek el más pályán, hanem kisebb valószínűséggel kerültek nem foglalkoztatotti státusba is, vagyis a béremelés ezt a csoportot tartotta a pályán.

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 2. táblázat azt mutatja be korcsoportonként, hogy a tanítást elhagyó pedagógusok az oktatási szektorban vagy más szektorokban helyezkednek-e el, a 3. táblázat pedig a más pályákon elhelyezkedő tanárok új foglalkozás szerinti megoszlását mutatja foglalkozási csoportonként.

2. táblázat

A pályaelhagyó, más állásba kerülő tanárok megoszlása az új állás szektora szerint (százalék)

	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

3. táblázat

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

	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	100	100	100	100

Látjuk, hogy Magyarországon is a tanítást abbahagyó pedagógusok jelentős része az oktatási szektorban dolgozik tovább. Az összes más pályán elhelyezkedő tanár 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 körükben a valódi pályaelhagyók jóval kevesebben vannak. A közvetlen tanítást végző munkakörökből nagyobb részt azért kerülnek ki, mert felhagynak ugyan az aktív tanítással – részben vagy egészben –, de vezető vagy más 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 – nemcsak felsőfokú foglalkozásokban, hanem annál kisebb végzettséget igénylő foglalkozásokban is elhelyezkednek. A 30 évesnél fiatalabb pályaelhagyó tanárok 44 százaléka ügyintéző, irodai jellegű foglalkozásokba megy, és csaknem 8 százaléka szolgáltatás, eladó, pénztáros foglalkozásba. A 30-40 éves tanárok zöme már vezető vagy felsőfokú foglalkozásban helyezkedik el, de negyedük ügyintéző, irodai jellegű foglalkozásban. A szolgáltatási foglalkozásokban elhelyezkedők aránya ebben a korcsoportban 5 százalék. A 41 évesnél idősebb, tanítást elhagyó tanárok fele vezető

állításba kerül, negyedük helyezkedik el egyéb felsőfokú foglalkozásban, és 16–17 százalékuk dolgozik tovább ügyintézői, irodai jellegű munkakörökben.

Az egyéb fizikai foglalkozásokban elhelyezkedők aránya valamennyi korcsoportban 5 százalék körüli.

*

A tanulmány azt vizsgálta, hogy milyen szerepet játszik a pedagógusok pályaelhagyási döntésében a kereset, az egyéb diplomás foglalkozásokhoz mért relatív kereset. Az eredmények azt mutatják, hogy az alacsony saját vagy relatív jövedelem minden korcsoportban növeli annak valószínűségét, hogy a pedagógus más állást keres, vagy nem foglalkoztatotti státusba kerül, 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 foglalkoztatotti státusba.

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.

Hivatkozások

- 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*, Vol. 100. No. 400. 91–104. o.
- DOLTON, P. J.–VAN DER KLAAUW, W. [1995]: Leaving teaching in the UK: A duration analysis. *The Economic Journal*, Vol. 105. No. 429. 431–444. o.
- DOLTON, P. J.–VAN DER KLAAUW, W. [1999]: The turnover of teachers: A competing risks explanation. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81. No. 3. 543–550. o.
- FINE, J.–GRAY, R. [1999]: A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94. No. 446. 496–509. o.
- FRIJTERS, P.–SHIELDS, M. 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).
- GILPIN, G. A. [2011] Reevaluating the effect of non-teaching wages on teacher attrition. *Economics of Education Review*, Vol. 30. No. 4. 598–616. o.
- HANUSHEK, E. A.–KAIN, J. F.–RIVKIN, S. G. [2001]: Why Public Schools Lose Teachers. National Bureau of Economic Research Paper, 8599.
- IMAZEKI, J. [2005]: Teacher salaries and teacher attrition. *Economics of Education Review*, Vol. 24. No. 4. 431–449. o.

- KRIEG, J. M. [2006]: Teacher quality and attrition. *Economics of Education Review*, Vol. 25. No. 1. 3–27
- MURNANE, R.–OLSEN, R. [1989]: The effect of salaries and opportunity costs on duration in teaching: Evidence from michigan. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 71. No. 2. 347–352. o.
- ONDRICH, J.–PAS, E.–YINGER, J. [2008]: The determinants of teacher attrition in upstate New York. *Public Finance Review*, Vol. 36. No. 1. 112–144. o.
- 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*, Vol. 3. No. 5. 507–518. o.
- 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. 6. No. 1.
- STINEBRICKNER, T. R. [1998]: An Empirical Investigation of Teacher Attrition. *Economics of Education Review*, Vol. 17. No. 2. 127–136. o.
- VANDENBERGHE, V. [2000]: Leaving teaching in the French-Speaking Community of Belgium: a duration analysis. *Education Economics*, Vol. 8. No. 3. 221–239. o.
- VARGA JÚLIA [2007]: Kiből lesz ma tanár: a tanári pálya választásának empirikus elemzése. *Közgazdasági Szemle*, 54. évf. 7–8. sz. 609–627. o.
- WOLTER, S. C.–DENZLER, S. [2003]: Wage Elasticity of the Teacher Supply in Switzerland. *IZA Discussion Paper*, No. 733.

Függelék

F1. táblázat

Leíró statisztika

Változó	Teljes minta	–30 éves	31–40 éves	41–50 éves	51–60 éves	61– éves
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 (0,4164)
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)

Az F1. táblázat folytatása

Változó	Teljes minta	-30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves	61- éves
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)	9,3970 (5,0703)	9,1548 (5,1203)	9,0499 (5,1379)	9,1760 (5,2290)	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 (1,0514)
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)	0,1532 (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 (0,3662)	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 (0,4518)					
41-50 éves	0,2785 (0,4482)					
51-60 éves	0,1709 (0,3764)					
61- éves	0,0147 (0,1204)					
Megfigyelt hónapok száma	3 667 307	1 600 668	1 995 088	1 942 236	1 225 382	124 073
Megfigyelt egyének száma		13 184	29 948	29 059	18 720	1 079
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20 300	4 017	7 947	4 099	6 984	503

Megjegyzés: átlagértékek, zárójelben a szórás értékei.

F2. táblázat

Kétkimenetes hazardmodell becslései, 1. specifikáció
(Cox-regresszió, elhagyja-e a tanári pályát: igen/nem)

Változó	Teljes minta	-30 éves	31–40 éves	41–50 éves	51–60 éves	61– éves
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)	0,482*** (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)	0,721*** (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*** (0,0550)					
31–40 éves	1,595*** (0,0340)					
51–60 éves	3,327*** (0,0680)					
61– éves	12,565*** (0,8430)					
Log likelihood	-213 198,9	-35 111,9	-64 135,6	-39 553,2	-62 207,6	-2 987,3
Megfigyelt hónapok száma	3 331 158	476 216	1 306 236	1 345 142	767 993	12 620
Megfigyelt egyének száma	56 314	13 184	29 948	29 059	18 720	1 079
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20 300	4 017	7947	4 099	6 984	503

Referenciakategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41–50 éves (a teljes mintát használó modellben). A standard hibák zárójelben.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos szinten szignifikáns.

F3. táblázat

Versengő kockázati hazárbecsések, 1. specifikáció [szubhazárd ráta, kockázatok: nem tanárként dolgozik, inaktív státusba kerül (gyes, egyedül együtt) vagy munkanélküli lesz]

Változó	Teljes minta		-30 éves		31-40 éves		41-50 éves		51-60 éves	
	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli
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* (24,1960)	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* (0,0170)	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* (10,5460)	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)

Az F3. táblázat folytatása

Változó	Teljes minta		-30 éves		31-40 éves		41-50 éves		51-60 éves	
	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli	máshol dolgozik	inaktív, munkanélküli
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)	0,186*** (0,0355)	0,770* (0,1436)	0,165* (0,0458)	0,372 (0,1073)	0,560 (0,1310)	0,237* (0,04213)
-30 éves	2,00*** (0,0565)	3,192*** (0,1066)								
31-40 éves	1,180*** (0,0316)	2,362*** (0,0710)								
51-60 éves	1,335*** (0,0368)	6,653*** (0,1834)								
60-éves	2,256*** (0,2151)	16,633*** (1,4721)								

Referenciakategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41-50 éves (a teljes mintát használó modellben).
A standard hibák zárójelben.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.

F4. táblázat

Kétkimenetes hazárdmodell-becslés (elhagyja-e a tanári pályát: igen/nem)

Változó	Hazárdráta	Változó	Hazárdráta
Alapmodell		Alapmodell	
Nem (férfi)	1,142*** (0,0204)	-30 éves	2,282*** (0,0599)
Középfokon tanít	1,043* (0,0160)	31-40 éves	1,599*** (0,0355)
Budapest	0,498*** (0,0595)	51-60 éves	3,373*** (0,0665)
Észak-Magyarország	1,257*** (0,0676)	61- éves	12,438*** (0,8046)
Észak-Alföld	1,06 (0,0425)	Esemény bekövetkezésnek hatása [<i>time-varying covariate (tvc)</i> interakcióban a <i>t</i> < 9-cel]	
Dél-Alföld	0,841*** (0,0313)	Nem	1,219** (0,1214)
Közép-Magyarország	0,475*** (0,0508)	Középfokon tanít	1,219** (0,1107)
Közép-Dunántúl	0,6298*** (0,0461)	-30 éves	1,255*** (0,1452)
Nyugat-Dunántúl	0,597*** (0,0502)	31-40 éves	0,924 (0,1138)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0,926*** (0,0109)	51-60 éves	0,433*** (0,0658)
Log reáljövedelem	0,6930*** (0,0109)	Megfigyelt hónapok száma	3 331 158
Szeptember	0,096*** (0,0080)	Megfigyelt egyének száma	56 314
		Pályaelhagyással végződő esetek száma	20 300

Referenciakategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41-50 éves (a teljes mintát használó modellben). A standard hibák zárójelben.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 1 százalékos szinten szignifikáns.

F5. táblázat

A közalkalmazotti béremelés hatásának becslése kétkimenetes hazárdmodellel (elhagyja-e a tanári pályát: igen/nem)

Változó	Teljes minta	-30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves	61- éves
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)

Az F5. táblázat folytatása

Változó	Teljes minta	-30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves	61- éves
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 munkanélküli- ségi ráta a régióban	0,9521*** (0,0106)	0,7946*** (0,0220)	1,0101 (0,0216)	1,023 (0,0281)	1,1505*** (0,0243)	1,0305 (0,0754)
Log 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)	0,7489*** (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)	0,7728*** (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	0,2602*** (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)	1,6000*** (0,1464)	0,0212*** (0,0021)	0,9461 (0,2450)
-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					
Log likelihood	-212 847,2	-35 044,7	-63 495,9	-39 455,4	-60 830,9	-2 980,9
Megfigyelt hónapok száma	3 331 158	476 216	1 167 950	1 345 142	76 7993	12 620
Megfigyelt egyének száma	56 314	13 184	29 948	29 059	18 720	1 079
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20 300	4 017	7 947	4 099	6 984	503

Referenciakategória: nő, általános iskolában tanít, dél-dunántúli régió, nem szeptember, 41-50 éves (a teljes mintát használó modellben). A standard hibák zárójelben.

*** 1 százalékos szinten szignifikáns.

F6. táblázat

A közalkalmazotti béremelés hatásának vizsgálatára versengő kockázati modellekkel [kockázatok: nem tanárként dolgozik – inaktív státusba kerül (gyes, gyeddal együtt) vagy munkanélküli lesz]

Változó	-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
Nem	1,511*** (0,0648)	0,700*** (0,0409)	2,031*** (0,0847)	0,398*** (0,0222)	1,707*** (0,0789)	0,8327 (0,0673)	1,241*** (0,0609)	0,734*** (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)	0,068*** (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)	0,364 (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 rata 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)	1,023 (0,0765)

Az F6. táblázat folytatása

Változó	-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
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)	0,186*** (0,0354)	0,661 (0,1155)	0,168*** (0,0462)	0,316*** (0,0893)	0,560 (0,1277)	0,364*** (0,0692)	0,316*** (0,1184)	0,316*** (0,1184)
2003	0,777** (0,0649)	1,045 (0,1011)	0,7605** (0,0677)	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)	01,44 (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*** (0,1571)	7,157*** (0,7829)	1,518*** (0,1394)	6,791*** (0,6212)	0,938 (0,1001)	5,271*** (0,6990)	0,937 (0,0932)	0,183*** (0,0151)	0,404 (0,1120)	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)

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

A standard hibák zárójelben.

*** 1 százalékos, ** 5 százalékos, * 10 százalékos szinten szignifikáns.