

Varga, Júlia

Working Paper

A közalkalmazotti béremelés hatása a tanárok pályaelhagyási döntésére

Budapest Working Papers on the Labour Market, No. BWP - 2013/4

Provided in Cooperation with:

Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies,
Hungarian Academy of Sciences

Suggested Citation: Varga, Júlia (2013) : A közalkalmazotti béremelés hatása a tanárok pályaelhagyási döntésére, Budapest Working Papers on the Labour Market, No. BWP - 2013/4, ISBN 978-615-5243-53-0, Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics, Centre for Economic and Regional Studies, Budapest

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/108496>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK
BWP – 2013/4

**A közalkalmazotti béremelés hatása
a tanárok pályaelhagyási döntésére**

VARGA JÚLIA

Budapest Working Papers On The Labour Market
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek
BWP – 2013/4

A közalkalmazotti béremelés hatása a tanárok pályaelhagyási döntésére

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézet
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék

Szerző:

Varga Júlia
tudományos főmunkatárs
Magyar Tudományos Akadémia
Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézete
email: varga.julia@krtk.mta.hu

2013. február

ISBN 978 615 5243 53 0
ISSN 1785 3788

Kiadja a Magyar Tudományos Akadémia
Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont
Közgazdaság-tudományi Intézete

A közalkalmazotti béremelés hatása a tanárok pályaelhagyási döntésére

VARGA JÚLIA

Összefoglaló

A tanulmány a tanárok pályaelhagyási döntését vizsgálja. Egyrészt azt a kérdést, hogy milyen szerepet játszanak e döntésekben a keresetek, alternatív kereseti lehetőségek, másrészt azt, hogy hogyan hatott a tanárok pályaelhagyására a 2002. évi közalkalmazotti béremelés. A kérdés vizsgálatára az OEP-ONYF-FH összekapcsolt nagymintás adatbázis adatainak felhasználásával időtartam-modelleket becsültem. Egyrészt két kimenetet megkülönböztetve (elhagyja a tanári pályát/nem hagyja el) Cox proporcionális hazard függvényeket, másrészt a pályaelhagyás okai között a más állásba kerülést és az egyéb pályaelhagyási okokat megkülönböztetve versengő kockázati modelleket (competing risk). Az eredmények azt mutatják, hogy a kereseti lehetőségek hatnak a pályaelhagyási döntésekre. A magasabb jövedelem és magasabb relatív kereset csökkenti annak valószínűségét, hogy elhagyja a pályát a tanár, hogy más pályán helyezkedik el, vagy nem foglalkoztatott státuszba kerül. 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 helyezkedik el a tanár, vagy, hogy nem foglalkoztatott státuszba kerül.

Tárgyszavak: tanári keresetek, tanári munkaerőpiac, tanári pályaelhagyás

JEL kódok: I22, J28, J31, J45, J62

Köszönetnyilvánítás:

A kutatás az OTKA #NK 78255 pályázat finanszírozása révén valósult meg. (OTKA #NK 78255, Foglalkoztatás és bérek a közszférában - Mikroökonometriai elemzések).

The effect of public sector wage increase on teachers' attrition

JÚLIA VARGA

Abstract

The paper investigates teachers' decisions to leave the profession. First we examine the role of earnings and earnings in alternative occupations in these decisions, and then the paper discusses how the public sector wage increase in 2002 has effected exiting decisions of teachers. Using large merged administrative data-sets duration models were estimated. First binary choice Cox proportional hazard models (leaving teaching profession or not), then competing risk models which distinguish exits to another occupation and exits to no-working state. Results show, that earnings matter. Higher wages reduce the probability of exiting teacher profession to go to another occupation or to non-employment. The public sector wage increase has decreased the probability of leaving the teacher profession for inexperienced teachers temporarily, but one or two years after the effect disappeared. For experienced teachers who are older than 51 year-olds the wage increase found to reduce attrition.

Keywords: teacher salaries, teacher attrition, human capital

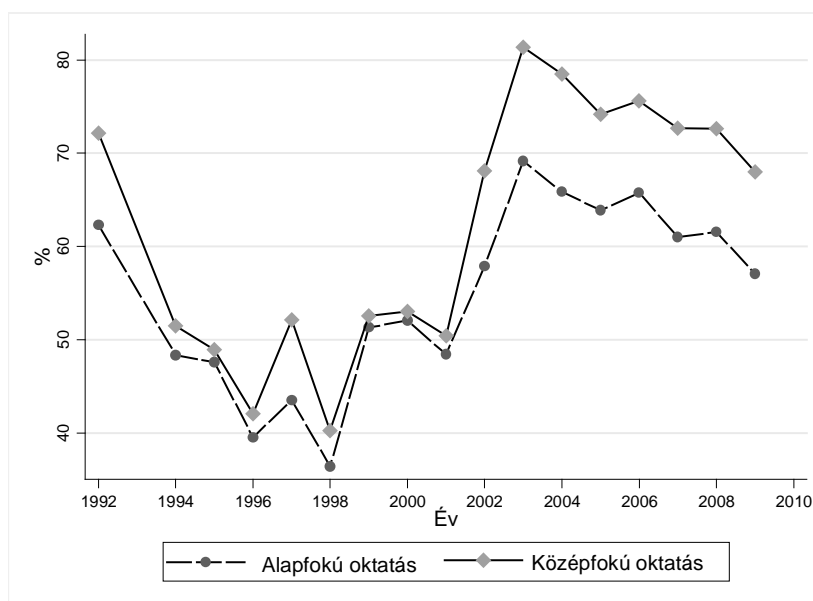
JEL: I22, J28, J31, J45, J62

BEVEZETÉS

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

1. ábra

A szakképzett pedagógusok keresete a felsőfokú végzettségűek keresetének arányában 1992-2009



A pedagógusok végzettség, nem és gyakorlati idő szerinti csoportjainak relatív helyzete nem egyforma a hasonló jellemzőkkel bíró, nem tanárként dolgozó diplomásokhoz képest. Különösen rossz helyzetben vannak a fiatal, legfeljebb 10-15 éves gyakorlati idejű tanárok a hasonló gyakorlati idejű egyéb diplomásokhoz képest, közülük is az egyetemi végzettségű férfiak, mivel a közalkalmazotti bérskála az életpálya során lassú, egyenletes növekedést ír elő, míg a közszférán kívül a fiatal diplomások keresete a munkába lépést követően először viszonylag gyorsan növekszik.

Ahogy számos empirikus vizsgálat bemutatta (pl. Dolton, 1990, Chevalier és szerzőtársai, 2001, Wolter–Denzler, 2003) a tanárok kereseti helyzete hatással 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 diplomához képest.

A tanárok összetételét nem csak 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 a tanári pályát. Fontos szakpolitikai kérdés, hogy csökkenthető-e és mely tanári csoportok esetében a pályaelhagyás béremeléssel, hogy 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 kérdést vizsgáló tanulmányok egy része azt találta, hogy a tanári pályaelhagyás és a tanárok relatív kereseti helyzete között kapcsolat van. *Murnane és Olsen (1989)* eredményei szerint a magasabb bér növeli a tanári pályán eltöltött időt. Hasonló eredményekről számoltak be *Podgursky és szerzőtársai (2004)*, *Imazeki (2005)*, *Krieg (2006)*, *Ondrich, Pas, és Yinger (2008)*, *Dolton és van der Klaauw (1995) és (1999)*, 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 munkák viszont arra az eredményre jutottak, hogy a pályaelhagyó tanárok kisebb része keres csak többet, mint korábban. *Scafidi és szerzőtársai (2006)*, *Frijters és szerzőtársai, (2004)* és *Vandenberghé (2000)* eredményei szerint a pályaelhagyó tanárok jelentős része kilép a munkaerő-piacról vagy a közsférában helyezkedik el a korábbinál alacsonyabb bérért. A pályaelhagyási döntéseket a munkakörülmények legalább olyan mértékben befolyásolják, mint a relatív keresetek mint *Hanushek és szerzőtársai (2001 és 2004)* bemutatja. *Stinebrickner (1998)* a házasságnak és gyerekvállalásnak találta meghatározó szerepét e döntésekben.

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

A következő tanulmány egy nagymintás adatállományra támaszkodva azt vizsgálja, hogy milyen tényezők befolyásolják a tanárok pályaelhagyási döntését Magyarországon, hogy számítanak-e a keresetek ezekben a döntésekben, hogy megfigyelhetők-e különbségek a tanárok életkori csoportjai között, valamint azt a kérdést, hogy, hogy hatott-e a 2002. évi közalkalmazotti béremelés a tanárok pályaelhagyására, a hatás különbözött-e tanári csoportonként.

1. AZ ADATOKRÓL

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

A tanári adatbázis kialakításához az OEP-ONYF-FH-MÁK adatbázisból a FEOR kódok alapján leválogattuk azon személyek adatait, akik a megfigyelés ideje alatt, vagyis 2002 januárja és 2008 decembere között legalább egy hónapig tanárként dolgoztak. Nem minden pedagógusként foglalkoztatott személy került be a mintába, hanem csak azok, akik közvetlen tanítást végző pedagógusi munkakörökben dolgoztak, vagyis középiskolai tanár, oktató, középfokú oktatási intézmény szakoktató, egyéb középfokú tanintézeti oktató, általános iskolai tanár, tanító, egyéb 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 és azokat, akik nem főállásban dolgoztak tanárként, ezzel a minta állománya 7 %-kal csökkent. Végül, 57 546 személy került be a végső mintába, ez a 2002-2008 között tanítást végző összes pedagógusok állományának 51-52 %-a. Az elemzés adatbázisában a megfigyelési egység egy ember egy havi státusza. Így azokra az egyénekre, akik 2002 januárja és 2008 decembere között mindvégig bent voltak a mintában 84 hónapig tudtuk megfigyelni az eseményeket.

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

2. MÓDSZEREK

A tanári pályaelhagyás meghatározóit és a 2002. évi közalkalmazotti béremelés hatását a tanárok pályaelhagyási döntésére időtartam modellekkel vizsgáltam. A tanári pályán eltöltött időt hónapokban mértem. A modellek annak a feltételes 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 proporcionális hazard függvényeket* becsültem. A Cox modellben a referencia hazard (*base-hazard*) nem parametrizált, a modellnek a túlélési idő eloszlásával kapcsolatban nincsenek előfeltételei, a hazard a független változók értékével arányosan nő és nem függ az időtől, de időfüggő független változókat is be tud vonni az elemzésbe. A Cox modell kezeli a cenzorált adatokat. Tehát egyrészt azt, hogy azokról, akik az első megfigyeléskor tanári státuszban vannak, nem tudjuk, hogy mióta dolgoznak tanárként. Másrészt azt a problémát, hogy, ha a követés ideje alatt a megfigyelt személyek esetében nem következik be a vizsgált esemény (vagyis, ha a megfigyelési időszak végén 2008. decemberében az egyén még tanárként dolgozott), akkor nem lehet pontosan megmondani, hogy mennyi az eseménymentes túlélés ideje, csak annyit lehet állítani, hogy több mint a vizsgálatbeli követési ideje.

A Cox modellben a hazard a következőképpen adódik:

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

, ahol λ_0 a referencia hazard (base hazard) 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 foglalkoztatott státuszba kerül: inaktív lesz, gyesre, gyedre megy, nyugdíjba vonul, vagy munkanélküli lesz stb.. Mivel e döntések és a más pályán való elhelyezkedés meghatározói különbözhetnek, ezért a tanárok pályaelhagyását úgy is elemeztem, hogy megkülönböztettem azokat, akik nem tanárként dolgoznak (*NT*), és azokat, akik nem foglalkoztatotti státuszba, inaktív, vagy munkanélküli státuszba kerülnek (*NF*) a tanári pálya elhagyása után. Ehhez *versengő kockázatok modelleket (competing risk model)* használtam (*Fine és 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 státuszba kerül az egyén. A versengő kockázati modell külön sub-hazardokat becsül e kétféle eseményre $\lambda_{NT(t)}$ és $\lambda_{NF(t)}$. A tanári pálya elhagyásának teljes hazardja ezek összege. Az elemzéshez mindenkit az inaktív

státuszúak közé soroltam, aki gyest, vagy gyedet kapott a vizsgált hónapban, függetlenül attól, hogy a jelentett munkaerő-piaci státusza mi volt.

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

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

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

A keresetek hatását több változóval vizsgáltam, többféle specifikációban. Az első specifikációban az egyének saját jövedelmének 2002 januári reálértéken vett értékének logaritmusát használtam (ennek kiszámításához a havi fogyasztói árindexet vettem alapul). A következő specifikáció nem a keresetek szintjét tartalmazza, hanem a tanári pályán kívüli kereseti lehetőségek hatásának vizsgálatára minden egyénnek minden megfigyeléséhez kiszámítottam a relatív keresetét, vagyis az adott régióban, adott végzettségi szinten az azonos neműek és életkorúak átlagos keresetének arányában a keresetét és ezt a változót használtam a hatás mérésére. Az átlagos kereseti adatokat az NFSZ Bértarifa-felvétel adatainak megfelelő évi hullámaiból nyertem. Végül, mivel a tanári pályaelhagyást nem csak a tanári pályán kívüli lehetőségek befolyásolhatják, hanem az is, hogy a tanárként dolgozó egyén a többi pedagógushoz képest mennyit keres az elemzést úgy is megismételttem, hogy minden egyénnek az adott régióban, adott végzettségi szinten az azonos nemű és életkorú átlagos tanári kereseteknek arányában mért relatív jövedelme szerepelt a modellekben. Bár a

tanári kereseteket alapvetően meghatározza a közalkalmazotti bérskála, a tanári keresetekben mégis jelentős különbségek lehetnek, hiszen a bértábla csak a minimálisan kötelező bért írja elő. Az iskolafenntartók pénzügyi helyzete különbözött, ezért különböző mértékben tudták kiegészíteni a bérskálában kötelezően előírt bért. A tanárok keresete ezen túl attól is függ, hogy mennyi túlórárt, helyettesítést, vagy egyéb feladatot tudnak/akarnak vállalni. Az egyének, amikor a tanári pályát választják valamilyen várárással élhetnek összes keresetüket tekintve az átlagos pedagógus jövedelmekhez képest. Később realizálhatják, hogy e várárássok mennyiben teljesültek és ennek megfelelően alakíthatják további pályájukat. A relatív keresetek kiszámításához szükség volt az iskolai végzettség változóra. Az iskolai végzettségét csak azoknak az egyéneknek ismerjük közvetlenül az adatokból, akik valamelyik megfigyeléskor munkanélküli státuszban voltak. A többiekhez hozzárendeltem az iskolai végzettség változót abból kiindulva, hogy mindenkinek ismerjük, hogy pontosan milyen tanári munkakörben dolgozott azokban az időszakokban, amikor tanári státusza volt. Mivel a pedagógus munkakörök betöltéséhez törvény által meghatározott a minimális végzettség (pl. a tanítók, általános iskolai tanárok esetében a minimum főiskolai, a középiskolai tanároknál az egyetemi végzettség), ezért úgy jártam el, hogy azokhoz, akiknek vagy nem volt ismert a végzettsége, vagy ismert volt, de a későbbi megfigyelésekkor olyan tanári munkakörbe kerültek, ahol magasabb végzettség az előírás, az előírt minimális végzettséget rendeltem. Mivel lehetnek olyanok a mintában, akik nem az előírt végzettséggel dolgoznak az adott munkakörben, például egyetemi végzettséggel általános iskolai tanárok, ezért a változó torzítást tartalmaz.

A kereseti változók mellett, a munkaerő-piaci lehetőségek hatásának vizsgálatára az egyén tartózkodási régiója szerinti havi bontású munkanélküliségi ráta szerepelt még a magyarázó változóként a modellekben. Végül, valamennyi modellben szerepelt egy kétértékű változó mely a vizsgált hónapok közül a szeptembereket jelölte meg. Mivel szeptemberben kezdődik a tanév és előtte nyári szünet van az iskolákban, ezért érdemes lehet a pályaelhagyási döntést inkább szeptemberre időzíteni, mert így a hosszabb nyári szünet előnyeit még élvezheti az egyén. (A modellben használt változók leíró statisztikáit a *Mellékletek M1. táblázata* mutatja be.)

3. 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 százaléknyi. Az idősebb pályaelhagyók esetében már nem mutatkozik átlagosan kereseti hozam a pályaelhagyás nyomán. A 40-50 év közötti pályaelhagyó tanárok és a pályán maradók keresete között átlagosan nincs különbség, az 50 évnél idősebb, máshol elhelyezkedő tanárok pedig kevesebbet keresnek, mint akik nem hagyják el a pályát.

1. táblázat

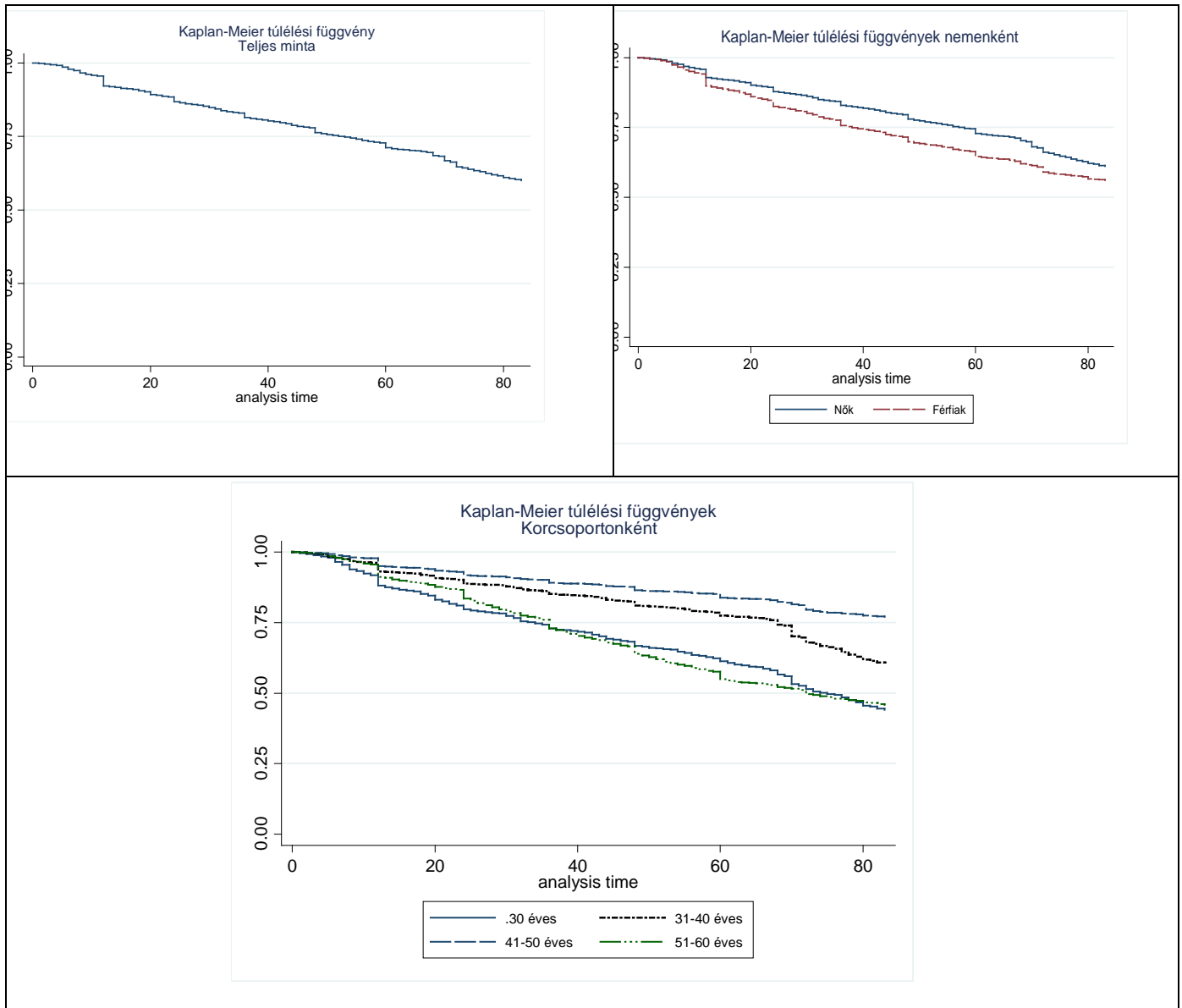
Havi reáljövedelem pályaelhagyás szerint (2002. januári értéken) Ft

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

A 2 ábra a (Kaplan-Meier) empirikus túlélési függvényeket ábrázolja nemenként, és korcsoportonként¹. A görbék azt mutatják be, hogy egy-egy hónapban a kiindulásként tanárként dolgozók mekkora hányada dolgozik még tanárként. Az együttes görbe azt mutatja, hogy elég egyenletes volt 2002 és 2008 között pályaelhagyás. A férfiak és nők görbéi 2002. január és 2002. szeptember között együtt haladtak, majd a férfiak kiáramlása felgyorsult a nőkhöz képest az időszak végéig. Korcsoportonként jelentős különbségeket látunk 2002 szeptembere után. A 30 évnél fiatalabb, pályakezdő tanároknak és az 51-60 éves tanároknak csak fele marad tanár 2008 decemberéig. A legnagyobb túlélést a 41-51 éves tanárok között figyelhetjük meg. 2008 januárjáig alig valamivel volt nagyobb a kiáramlás a 31-40 éves tanárok, mint az idősebbek között, ezt követően viszont felgyorsult körükben a kiáramlás. A legkisebb túlélést a legfiatalabb tanárok között látjuk az időszak végén.

¹ A függvény a cenzorált eseteket nem tekinti kilépőknek.

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



A tanári pálya elhagyását két kimenettel (elhagyja a pályát/tanár marad) leíró modellek eredményeit a 2. táblázat foglalja össze. A táblázat az 1. specifikáció eredményeit mutatja be, melyben a keresetek hatását az egyének keresetének logaritmusával mértem.²A táblázat ismerteti a teljes mintán, és a korcsoportos almintákon végzett becslések eredményeit.

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

Valamennyi táblázat kockázati arányokat (*hazard ratio*) közöl. A hazard ráta egynél nagyobb értéke mellett a pályaelhagyás valószínűsége nő az adott változó értékének változásával, az egynél kisebb érték mellett a pályaelhagyás valószínűsége csökken. A 2. táblázatban a férfiak hazard rátája például a teljes mintában 1.148, ami azt mutatja, hogy a férfiak 14,8 %-kal nagyobb valószínűséggel hagyják el a tanári pályát, mint a nők. A régiós munkanélküliségi ráta 1 százalékpontos növekedése a teljes mintában a pályaelhagyás valószínűségét 7,6 százalékkal csökkenti (hazard ráta=0.924).

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

Cox regresszió

	Teljes minta	-30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves	61- éves
	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta
Nem	1.148* (0.0202)	1.248* (0.0500)	1.013 (0.0334)	1.365* (0.0535)	0.918** (0.0268)	1.426* (0.1318)
Középfokon tanít	1.048** (0.0163)	0.930 (0.0324)	1.123* (0.0296)	1.111** (0.0400)	0.978 (0.0260)	0.891 (0.0822)
Budapest	0.491* (0.0536)	0.277* (0.0699)	67.630* (11.6583)	6.039* (1.3342)	0.031* (0.0055)	0.297 (0.1745)
Észak-Magyarország	1.265* (0.0647)	2.001* (0.2490)	0.208* (0.0167)	0.519* (0.0545)	2.952* (0.2304)	0.669 (0.1904)
Észak-Alföld	1.066 (0.0416)	1.342* (0.1191)	0.321* (0.0218)	0.613* (0.0530)	1.828* (0.1137)	0.604 (0.1500)
Dél-Alföld	0.838* (0.0307)	0.744* (0.0621)	2.408* (0.1514)	1.464* (0.1189)	0.4819* (0.0301)	0.640 (0.1562)
Közép-Magyarország	0.468* (0.0458)	0.246* (0.0555)	36.814* (5.6796)	4.178* (0.8265)	0.043* (0.0069)	0.330 (0.1759)
Közép-Dunántúl	0.624* (0.0426)	0.435* (0.0671)	11.372* (1.2811)	2.457* (0.3522)	0.124* (0.0140)	0.498 (0.2009)
Nyugat-Dunántúl	0.591* (0.0462)	0.353* (0.0649)	17.467* (2.2021)	3.140* (0.5040)	0.094* (0.0120)	0.537 (0.2434)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0.924* (0.0099)	0.845* (0.0219)	1.512* (0.0246)	1.179* (0.0248)	0.7213* (0.0118)	0.991 (0.0520)
(log) reáljövedelem	0.693* (0.0042)	0.699* (0.0064)	0.676* (0.0044)	0.494* (0.0070)	0.681* (0.0112)	1.066 (0.0706)
szeptember	0.097* (0.0068)	0.271* (0.0309)	0.086* (0.0117)	0.049* (0.0085)	0.035* (0.0038)	0.210* (0.0629)
- 30 éves	2.319* (0.055)					
31-40 éves	1.595* (0.0340)					
51-60 éves	3.327* (0.068)					
61- éves	12.565* (0.843)					
Log likelihood	-213198.9	-35111.937	-64135.601	-39553.211	-62207.625	-2987.2647
Megfigyelt hónapok száma	3331158	476216	1306236	1345142	767993	12620
Megfigyelt egyének száma	56314	13184	29948	29059	18720	1079
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20300	4017	7947	4099	6984	503

A standard hibák zárójelben.

*szignifikás 1 %-os szinten

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

A teljes mintában valamennyi változó együtthatója szignifikáns. A férfiak, a középfokú oktatásban dolgozók, nagyobb eséllyel hagyják el a tanári pályát. Jelentős régiók közötti különbségeket látunk. a pályaelhagyást nagyobb valószínűséggel időzítik szeptemberre a tanárok, és a 41-50 éves korcsoporthoz képest az összes többi korcsoport pályaelhagyási valószínűsége nagyobb. A pedagógus saját reáljövedelmének alakulása hatással van a pályaelhagyási döntésre. Minél kevesebbet keres a tanár, annál nagyobb valószínűséggel megy el a pályáról. Hasonló eredményeket látunk abban a specifikációban is, ahol a kereseti hatást a tanárok felsőfokú végzettségűek keresetéhez mért relatív kereseti helyzetével mértem (*Mellékletek 2. táblázat*). , illetve abban a specifikációban, melyben a tanárok egyéb pedagógusokhoz mért keresete szerepelt ³ A teljes mintában azt látjuk, hogy minél kisebb a pedagógus relatív keresete a felsőfokú végzettségűekhez képest, annál nagyobb valószínűséggel lesz pályaelhagyó a tanár. Az eredmények ugyanakkor korcsoportonként különböznek. A pályakezdő, a 31-40 éves és 41-50 éves tanárok nagyobb valószínűséggel hagyják el a pályát, ha kisebbek az egyéb diplomásokhoz mért relatív kereseteik, de a hatás jóval erősebb a fiatal tanárok, 40 év alattiak esetében. Az 50 év feletti tanárok pályaelhagyási valószínűségét viszont növeli a magasabb relatív jövedelem. Az eredmények azt is mutatják, hogy ha a keresetek hatását a pedagógusnak a felsőfokú végzettségűekhez mért relatív keresetével mérjük, akkor nincs szignifikáns különbség a férfiak és nők között a pályaelhagyás valószínűségében. A férfiak tehát azért hagyják el nagyobb valószínűséggel a tanári pályát azonos saját jövedelem mellett, mivel az egyéb diplomás állásokban dolgozó férfiakhoz képest relatív keresetük kisebb, mint a nőké.

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 növekszik a 41-50 éves tanárokhoz képest minél nagyobb a régiós munkanélküliségi ráta.

A tanári pályát elhagyók egy része nem foglalkoztatott státuszba kerül, másik részük viszont egyéb pályákon kezd dolgozni. A kétféle döntést másként befolyásolhatja a tanárok kereseti helyzete és egyéb jellemzői. Ezt vizsgáljuk a következőkben. Az *3. táblázat* közli a versengő kockázati becslések eredményeit, a sub-hazard rátákat.

³ Az utóbbi becslési eredményeket itt nem közlöm, de kívánságra be tudom mutatni.

Versengő kockázati hazard becslések 1. specifikáció

Kockázatok: nem tanárként dolgozik

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

	Teljes minta		-30 éves		31-40 éves		41-50 éves		51-60 éves	
	Máshol dolgozik	Inaktív, munkanélküli	Máshol dolgozik	Inaktív, munkanélküli	Máshol dolgozik	Inaktív, munkanélküli	Máshol dolgozik	Inaktív, munkanélküli	Máshol dolgozik	Inaktív, munkanélküli
	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta
Nem	1.473* (0.0322)	0.777* (0.0171)	1.529* (0.0653)	0.735* (0.0426)	2.050* (0.0853)	0.413* (0.0229)	1.707* (0.0788)	0.842 (0.0679)	1.246* (0.0608)	0.760* (0.0273)
Középfokon tanít	1.063** (0.0215)	0.954 (0.0181)	0.991 (0.0393)	0.817* (0.0376)	1.101 (0.0423)	1.067 (0.0384)	1.203* (0.0522)	0.884 (0.0574)	1.166* (0.0534)	0.873* (0.0274)
Budapest	3.506* (0.4215)	4.617* (0.6006)	0.820 (0.2013)	3.230* (0.8304)	2.070** (0.5018)	56.793* (13.9092)	1.467 (0.3968)	67.627* (24.196)	1.879** (0.5146)	0.091* (0.0166)
Észak-Magyarország	0.701* (0.0423)	0.539* (0.0317)	1.534** (0.1955)	0.514* (0.0657)	0.815 (0.0940)	0.094* (0.0095)	0.977 (0.1254)	0.0193* (0.0323)	1.013 (0.1310)	1.779* (0.1478)
Észak-Alföld	0.713* (0.0345)	0.707* (0.0331)	1.168 (0.1142)	0.642* (0.0646)	0.706* (0.0663)	0.193* (0.017)	0.814 (0.0836)	0.391* (0.0577)	0.859 (0.0937)	1.490* (0.0987)
Dél-Alföld	1.176** (0.0554)	1.498* (0.0659)	0.855 (0.0817)	1.319** (0.1278)	1.024 (0.0928)	4.146* (0.3354)	0.991 (0.0991)	2.847* (0.3851)	1.111 (0.1236)	0.623* (0.0419)
Közép-Magyarország	2.598* (0.2809)	3.540* (0.4085)	0.690 (0.1525)	2.325* (0.5430)	1.569 (0.3411)	261.054* (54.0444)	1.322 (0.3206)	32.3140* (10.546)	1.639 (0.4057)	0.115* (0.0190)
Közép-Dunántúl	1.942* (0.1494)	2.435* (0.1991)	0.833 (0.1290)	1.834* (0.3029)	1.372 (0.2131)	43.048* (6.6350)	1.123 (0.1945)	10.282* (2.4114)	1.563 (0.2813)	0.230* (0.0272)
Nyugat-Dunántúl	2.207* (0.1958)	3.081* (0.2849)	0.745 (0.1365)	2.206* (0.4225)	1.350 (0.2399)	85.332* (14.1472)	1.182 (0.2300)	17.573* (4.6487)	1.6642** (0.3321)	0.1929* (0.02546)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	1.121* (0.0131)	1.16* (0.0145)	0.941 (0.0231)	1.137* (0.0281)	1.064* (0.0246)	1.868* (0.0406)	1.029 (0.0267)	1.482* (0.0495)	1.046 (0.0264)	0.807* (0.0135)
(log) reáljövedelem	0.982 (0.0185)	0.665* (0.0104)	0.745* (0.0144)	0.678* (0.0149)	0.836* (0.0191)	0.662* (0.0187)	0.583* (0.0277)	0.449* (0.0343)	0.771* (0.0311)	0.756* (0.0246)
szeptember	0.326* (0.0310)	0.384* (0.0286)	0.446* (0.0544)	0.476* (0.0686)	0.1860* (0.0355)	0.770* (0.1436)	0.165* (0.0458)	0.372 (0.1073)	0.560 (0.1310)	0.237* (0.04213)
-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)								

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

A férfiak a teljes mintában is és a korcsoportos becslési eredmények szerint is nagyobb valószínűséggel kerülnek más állásba és kisebb valószínűséggel inaktív státuszba, mint a nők. A teljes mintát felhasználó becslések eredményéből látjuk, hogy a 41-50 éves pedagógusok maradnak legstabilabban a pályán, az összes többi korcsoporthoz tartozó tanárok nagyobb valószínűséggel kerülnek más állásba, vagy inaktív státuszba. A kereseti változók hatásáról a következőket látjuk: az alacsony saját jövedelem minden korcsoportban növeli annak valószínűségét, hogy más állást keres a tanár és annak valószínűségét is, hogy nem foglalkoztatotti státuszba kerül.

Az eddigi eredmények tehát azt mutatják, hogy a tanári pályaelhagyás, az egyéb pályára lépés és a nem foglalkoztatotti státuszba kerülés valószínűségét is növeli az alacsony jövedelem (vagy a felsőfokú végzettségűekhez mért alacsonyabb relatív kereset).

4. A KÖZALKALMAZOTTI BÉREMEELÉS HATÁSA A PÁLYAELHAGYÁSI DÖNTÉSEKRE

2002 szeptemberében a közalkalmazottak alaplétét egységesen 50 százalékkal emelték ez a tanárok esetében azt jelentette, hogy átlagosan 20,5 százalékkal növekedett reál keresetük. A rákövetkező években viszont a tanári keresetek növekedése lelassult, vagy megállt és ahogy az 1. ábrán láthattuk a tanárok relatív kereseti helyzete ismét romlani kezdett. A következőkben azt a kérdést vizsgálom, hogy hogyan hatott a tanárok pályaelhagyására a 2002. évi közalkalmazotti béremelés, hogy megfigyelhetők-e különbségek a tanári pályaelhagyás béremelés előtti és utáni valószínűségének változásában a tanárok egyes csoportjai között.

A 4. táblázatban annak a modellnek a becslési eredményeit foglaltam össze, mely azt vizsgálta, hogy az egyes korcsoportokhoz tartozók, a középfokú oktatásban tanítók és a férfiak pályaelhagyási valószínűsége különbözött-e a béremelés előtt és után.

Ehhez a két kimenetes Cox modellben két epizódra bontottam az adatokat, az első nyolc hónap a béremelés előtti helyzetet, a további hónapok a béremelés utáni helyzetet írják le.

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

	Hazard ráta
Alap modell	
Nem (férfi)	1.142* (0.0204)
Középfokon tanít	1.043*** (0.016)
Budapest	0.498* (0.0595)
Észak-Magyarország	1.257* (0.0676)
Észak-Alföld	1.06 (0.0425)
Dél-Alföld	0.841* (0.0313)
Közép-Magyarország	0.475* (0.0508)
Közép-Dunántúl	0.6298* (0.0461)
Nyugat-Dunántúl	0.597* (0.0502)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0.926* (0.0109)
(log) reáljövedelem	0.6930* (0.0109)
szeptember	0.096* (0.0080)
-30 éves	2.282* (0.0599)
31-40 éves	1.599* (0.0355)
51-60 éves	3.373* (0.0665)
61- éves	12.438* (0.8046)
tvc interakcióban _t<9 -vel	
Nem	1.219** (0.1214)
Középfokon tanít	1.219** (0.1107)
-30 éves	1.255* (0.1452)
31-40 éves	0.924 (0.1138)
51-60 éves	0.433* (0.0658)
Megfigyelt hónapok száma	3331158
Megfigyelt egyének száma	56314
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20300

A standard hibák zárójelben.

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

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

Az eredményekből azt látjuk, hogy a férfiak pályaelhagyási valószínűsége 21,9 %-kal nagyobb volt a béremelést követő időszakban, mint megelőzően, hogy a középfokon tanító pedagógusok is 21.9 %-kal nagyobb valószínűséggel hagyták el a pályát a béremelés után, mint azt megelőzően. A 31-40 évesek pályaelhagyási valószínűsége nem különbözik az első 8 és az azt követő hónapokban. A pályakezdő tanárok viszont 25,5 %-kal nagyobb valószínűséggel kerültek ki a pályáról 2002 szeptemberét követően mint korábban a 41-50 éves tanárokhoz képest. Az idősebb, 51-60 éves tanárok pályaelhagyási valószínűsége viszont 56 %-kal csökkent a béremelés után.

A 2002. évi béremelés hatását úgy is megvizsgáltam, hogy a két kimenetes Cox modellekben és a versengő kockázati modellekben is olyan kétértékű változókat vontam be az elemzésbe, melyek azt jelzik, hogy az adott hónap melyik évben van (referencia kategóriaként 2002-t választva). A két kimenetes eredményeket az 5. táblázat, a versengő kockázati modellek eredményeit a 6. táblázat foglalja össze.

**A közalkalmazotti béremelés hatásának vizsgálata kétkimenetes hazard model becsléssel
Elhagyja-e a tanári pályát igen/nem**

	Teljes minta	-30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves	61- éves
	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta	Hazard ráta
Nem	1.1460* (0.0202)	1.234* (0.0495)	0.9864 (0.0324)	1.3622* (0.0535)	0.8542* (0.0249)	1.3708* (0.1312)
Középfokon tanít	1.0507* (0.0163)	0.9255 (0.0323)	1.0603* (0.0281)	1.1032 (0.0397)	0.9624 (0.0256)	0.9284 (0.0875)
Budapest	0.6579* (0.0749)	0.1492* (0.0403)	1.2341 (0.2729)	1.4665 (0.4146)	3.7473* (0.8287)	0.4666 (0.3742)
Észak- Magyarország	1.1306 (0.0598)	2.575* (0.3358)	0.9542 (0.0932)	0.8880 (0.1122)	0.5544* (0.0511)	0.5819 (0.1971)
Észak-Alföld	0.9914 (0.0396)	1.551* (0.1419)	0.8830 (0.0673)	0.8583 (0.0833)	0.5893* (0.0412)	0.5510 (0.1553)
Dél-Alföld	0.8810* (0.0327)	0.6665* (0.0568)	1.0522 (0.0720)	1.0893 (0.0966)	1.3107* (0.0901)	0.6963 (0.1862)
Közép- Magyarország	0.607* (0.0618)	0.1445* (0.03471)	1.1110 (0.2178)	1.1943 (0.3007)	2.965* (0.5850)	0.4784 (0.3458)
Közép- Dunántúl	0.7397 (0.0523)	0.3076* (0.0505)	1.0951 (0.1536)	1.075 (0.1904)	2.0444* (0.2787)	0.6462 (0.3433)
Nyugat- Dunántúl	0.7160* (0.0581)	0.2373* (0.0460)	1.1436 (0.1818)	1.1996 (0.2414)	2.3905* (0.3716)	0.7127 (0.4156)
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	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*	0.6401*	0.7770*	0.74894*	0.5895*	0.9167

	(0.0262)	(0.0514)	(0.0491)	(0.0057)	(0.0407)	(0.2341)
2004	0.3775* (0.0296)	0.8881 (0.0766)	0.8257* (0.0540)	0.7131* (0.0568)	0.2437* (0.0179)	1.18664 (0.2965)
2005	0.3365* (0.0284)	1.1338* (0.1121)	0.9913 (0.0661)	0.772*8 (0.0646)	0.1191* (0.0093)	1.0693 (0.2883)
2006	0.1011* (0.0092)	1.3284* (0.1350)	1.0174 (0.0643)	0.8874 (0.0688)	0.0385* (0.0031)	1.3442 (0.3507)
2007	0.26021* (0.0243)	2.1266* (0.2397)	2.808* (0.1732)	1.5112* (0.1219)	0.0361* (0.0031)	0.7190 (0.1871)
2008	0.1296* (0.0178)	1.7611* (0.2422)	4.2548* (0.2794)	1.600* (0.1464)	0.0212* (0.0021)	0.9461 (0.245)
- 30 éves	2.4010* (0.0581)					
31-40 éves	1.5993 (0.0341)					
51-60 éves	3.3039* (0.0678)					
61- éves	15.4052* 1.0363					
Log likelihood	-212847.16	-35044.65	-63495.873	-39455.433	-60830.891	-2980.9001
Megfigyelt hónapok száma	3331158	476216	1167950	1345142	767993	12620
Megfigyelt egyének száma	56314	13184	29948	29059	18720	1079
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20300	4017	7947	4099	6984	503

A standard hibák zárójelben.

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

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

A közalkalmazotti béremelés hatásának vizsgálata versengő kockázati modellekkel

Kockázatok: nem tanárként dolgozik

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

	-30 éves		31-40 éves		41-50 éves		51-60 éves		60-éves	
	Máshol	Inaktív, munkanélküli	Máshol	Inaktív, munkanélküli	Máshol	Inaktív, munkanélküli	Máshol	Inaktív, munkanélküli	Máshol	Inaktív, munkanélküli
	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta	Sub-hazard ráta
Nem	1.511* (0.0648)	0.700* (0.0409)	2.031* (0.0847)	0.3978* (0.0222)	1.707* (0.0789)	0.8327 (0.0673)	1.241* (0.0609)	0.7344* (0.0266)	1.281 (0.1344)	1.281 (0.1344)
Középfokon tanít	0.980 (0.0390)	0.794* (0.0375)	1.088 (0.0419)	0.964 (0.0344)	1.197* (0.0520)	0.874 (0.0565)	1.163** (0.0532)	0.843* (0.0268)	0.807 (0.0837)	0.807 (0.0837)
Budapest	0.308* (0.0908)	0.0679* (0.0217)	0.711 (0.2237)	1.061 (0.3265)	1.231 (0.4320)	1.540 (0.7336)	2.017 (0.7265)	2.916* (0.72082)	0.364 (0.2935)	0.3642 (0.2935)
Észak-Magyarország	2.303* (0.3331)	2.302* (0.3304)	1.245 (0.1776)	0.946 (0.1201)	1.045 (0.1645)	0.790 (0.1616)	0.980 (0.1539)	0.530* (0.0538)	0.374*** (0.1374)	0.374*** (0.1374)
Észak-Alföld	1.482* (0.1557)	1.596* (0.1698)	0.918 (0.0984)	0.961 (0.0982)	0.849 (0.0998)	1.00 (0.1605)	0.843 (0.1044)	0.686* (0.0530)	0.601 (0.1683)	0.601 (0.1683)
Dél-Alföld	0.702* (0.0708)	0.624* (0.0626)	0.825 (0.0808)	1.113 (0.0989)	0.9566 (0.1046)	1.272 (0.1867)	1.130 (0.1356)	1.331* (0.1029)	0.623 (0.1651)	0.623 (0.1651)
Közép-Magyarország	0.295* (0.0776)	0.079* (0.0229)	0.622 (0.1744)	1.065 (0.2892)	1.131 (0.3521)	1.127 (0.4805)	1.742 (0.5630)	2.520* (0.5582)	0.361 (0.2613)	0.361 (0.2613)
Közép-Dunántúl	0.477* (0.0874)	0.200* (0.0399)	0.742 (0.1428)	1.063 (0.2098)	1.016 (0.2188)	1.104 (0.3278)	1.627 (0.3706)	1.764* (0.2686)	0.505 (0.2713)	0.505 (0.2713)
Nyugat-Dunántúl	0.381* (0.0820)	0.172* (0.0388)	0.654 (0.1457)	1.188 (0.2591)	1.053 (0.6059)	1.307 (0.4402)	1.749 (0.4452)	2.014* (0.34762)	0.726 (0.4252)	0.726 (0.4252)

Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0.849* (0.0253)	0.770* (0.02391)	0.955 (.0.0296)	1.001 (0.0289)	1.011 (0.0347)	1.015 (0.0458)	1.053 (0.0359)	1.131* (0.0265)	1.023 (0.0765)	1.0237 (.0.0765)
(log) reáljövedelem	0.745* (0.0143)	0.670* (0.0142)	0.847* (0.0203)	0.660* (0.0202)	0.597* (0.0303)	0.464* (0.0364)	0.773* (0.0319)	0.788* (0.0288)	1.101 (0.0945)	1.101 (.0.0945)
szeptember	0.441* (0.0521)	0.453* (0.0585)	0.1864* (0.0354)	0.661 (0.1155)	0.168* (0.0462)	0.316* (0.0893)	0.560 (0.1277)	0.3638* (0.0692)	0 .316** (0.1184)	0.316** (0.1184)
2003	0.777** (0.0649)	1.045 (0.1011)	0.7605** .0677258	1.127 (0.1072)	0.561* (0.0576)	1.674* (0.2206)	0.920 (0.0828)	0.864 (0.0698)	0.947 (0.2630)	0.947 (0.2630)
2004	0.844 (0.0702)	2.355* (0.2152)	0.860 (0.0786)	1.287 (0.1275)	0.594* (0.0587)	1.769* (.0.2316)	0.711* (0.0633)	0.682* (0.0506)	1.750 (0.4178)	1.750 (0.4178)
2005	0.891 (0.0851)	3.739* (0.3844)	1.005 (0.0908)	1.736* (0.1747)	0.591* (0.06137)	2.171* (0.3039)	0.676* (0.0653)	0.595* (0.0448)	1.440 (0.3818)	0 1.44 (0.3811)
2006	1.206 (0.1031)	3.581* (0.3682)	1.027 (0.0885)	1.884* (0.1851)	0.728** (0.0682)	2.256* (.0.3030)	0.681* (0.0623)	0.234* (0.0179)	1.692 (0.4520)	1.692 (0.4520)
2007	1.667* (0.15709)	7.157* (0.7829)	1.518* (0.1394)	6.791* (0.6212)	0.938 (0.1001)	5.271* (0.6990)	0.937 (0.0932)	0.1825* (0.0151)	0.404 (0.112)	0.404 (0.1120)
2008	1.392* (0.1524)	8.258* (0.9537)	1.138 (0.1240)	10.060* (0.9113)	0.879 (0.1109)	4.532* (0.6597)	0.960 (0.1049)	0.229* (0.0194)	0.908 (0.2470)	0.908 (0.2470)

A standard hibák zárójelben.

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

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

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

A versengő kockázati modellekben meg tudjuk különböztetni a béremelés hatását a nem foglalkoztatott státuszba kerülés valószínűségére és a más pályán való elhelyezkedés valószínűségére (6. táblázat).

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

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

A béremelés tehát mindössze egy évig csökkentette annak valószínűségét, hogy a fiatal pedagógusok más pályán helyezkednek el, az idősebb tanárok esetében hosszabb ideig tartott

a hatás. A fiatal tanárok a béremelést követő néhány évvel már nagyobb valószínűséggel mennek el a pályáról, akár más állásba, akár egyéb, nem foglalkoztatott státuszba, gyesre, gyedre, inaktív státuszba. Az idősebb, 51-60 éves tanárok viszont a béremelés hatására nem csak kevésbé helyezkedtek el egyéb pályákon, hanem kisebb valószínűséggel kerültek nem foglalkoztatott státuszba is, vagyis a béremelés ezt a csoportot tartotta a pályán.

5. 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 7. táblázat azt mutatja be korcsoportonként, hogy az oktatási szektorban, vagy más szektorokban helyezkednek-e a tanítást elhagyó pedagógusok, a 8. táblázat pedig a más pályákon elhelyezkedő tanárok új foglalkozás szerinti megoszlását mutatja foglalkozási csoportonként.

7. táblázat

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

	Teljes minta	-30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves
Nem oktatási állás	51.77	70.57	51.24	37.52	39.89
Oktatásban, nem tanári állás	48.23	29.43	48.76	62.48	60.11
Együtt	100	100	100	100	100

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

	Teljes minta	-30 éves	31-40 éves	41-50 éves	51-60 éves
Vezető foglalkozások	33.1	11.6	32.0	50.6	47.9
Felsőfokú foglalkozások	29.7	31.9	32.3	25.5	28.6
Ügyintéző, irodai jellegű foglalkozások	29.9	43.9	25.4	15.8	17.1
Szolgáltatás, pénztáros, eladó,	3.9	7.9	5.5	3.7	1.1
Egyéb fizikai foglalkozások	3.4	4.7	4.8	4.4	5.3
Együtt	100	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 alig több mint a fele, 52 %-a 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 % 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 %-a viszont az oktatási szektorban marad, vagyis a valódi pályaelhagyó jóval kisebb a körükben. A közvetlen tanítást végző munkakörökből nagyobb részt azért kerülnek ki, mert felhagynak ugyan az aktív tanítással - részben, vagy egészben-, de vezető állásba, vagy egyéb oktatási állásba kerülnek. A 41 évesnél idősebb, pályaelhagyó tanároknak csak valamivel több harmada helyezkedik el az oktatási szektoron kívül.

A pályakezdő pályaelhagyó tanárok új foglalkozások szerinti megoszlása azt mutatja, hogy a pályájuk elején lévő tanárok – a magasabb kereset reményében – nem csak egyéb felsőfokú foglalkozásokban helyezkednek el, hanem egyéb foglalkozásokban is. A 30 évesnél fiatalabb pályaelhagyó tanárok 44 százaléka ügyintéző, irodai jellegű foglalkozásokba megy, és csaknem 8 százalékuuk szolgáltatás, eladó, pénztáros foglalkozásba. A 30-40 éves tanárok zöme már vezető, vagy felsőfokú foglalkozásba helyezkedik el, de negyedük ügyintéző, irodai jellegű foglalkozásba. A szolgáltatási foglalkozásokban elhelyezkedők aránya ebben a

korcsoport 5 százalék. A 41 évesnél idősebb, tanítást elhagyó tanárok fele vezető állásba megy, negyedük helyezkedik el egyéb felsőfokú foglalkozásban és 16-17 százalékuk dolgozik tovább ügyintézői, irodai jellegű foglalkozásokban.

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

6. ÖSSZEFOGLALÁS

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 jövedelem, vagy relatív jövedelem minden korcsoportban növeli annak valószínűségét, hogy más állást keres, vagy nem foglalkoztatott státuszba kerül a tanár, de a hatás a fiatal korcsoportoknál erősebb. A pályaelhagyó, fiatal tanárok többsége elhagyja az oktatási szektort és máshol helyezkedik el. A legstabilabban a a 41-50 éves pedagógusok maradnak a pályán, az összes többi korcsoporthoz tartozó tanárok nagyobb valószínűséggel kerülnek más állásba, vagy nem foglalkoztatott státuszba.

A 2002. évi közalkalmazotti béremelés hatásáról azt találtuk, hogy a közalkalmazotti béremelés átmenetileg a pályán tartotta a fiatal tanárokat, de a hatás egy-két év alatt eltűnt. A pályakezdők és 31-40 évesek pályaelhagyási valószínűsége nem különbözik a béremelés előtt és után, de az idősebb tanárok 2002 szeptemberét követően kisebb valószínűséggel kerültek ki a pályáról.

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.
- Coviello, V. and M. Boggess. 2004. Cumulative incidence estimation in the presence of competing risks. *The Stata Journal*. 4: 103–112.
- Dolton P. J. (1990): The Economics of UK Teacher Supply: the Graduate's Decision. *Economic Journal*, 100. 91–104. o.
- Dolton, P., & van der Klaauw, W. (1995). Leaving teaching in the UK: A duration analysis. *The Economic Journal*, 105(429), 431–444.
- Dolton, P., & van der Klaauw, W. (1999). The turnover of teachers: A competing risks explanation. *Review of Economics and Statistics*, 81(3), 543–550.
- Fine, J. and R. Gray. 1999. A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk. *Journal of the American Statistical Association*. 94: 496–509.
- Frijters, .P. - Shields, M.I A. & Wheatley Price, S., (2004): "To Teach or Not to Teach? Panel Data Evidence on the Quitting Decision," IZA Discussion Papers 1164, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Gilpin, G.A. (2011) Reevaluating the effect of non-teaching wages on teacher attrition *Economics of Education Review* 30 (2011) 598–616
- Hanushek, E.A, J.F. Kain, and S.G. Rivkin, "Why Public Schools Lose Teachers," National Bureau of Economic Research Paper 8599, (2001).
- Imazeki, J. (2005). Teacher salaries and teacher attrition. *Economics of Education Review*, 24(4), 431–449.
- Krieg, J. M. (2006). Teacher quality and attrition. *Economics of Education Review*, 25(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*, 71(2), 347–352
- Ondrich, J., Pas, E., & Yinger, J. (2008). The determinants of teacher attrition in upstate New York. *Public Finance Review*, 36(1), 112–144.
- Podgursky, M. - Monroe, R., - Watson, D. (2004). The academic quality of public school teachers: an analysis of entry and exit behavior. *Economics of Education Review*, 3(5), 507–518.
- Scafidi, B. – Sjoquist, D.L. - Stinebrickner, T.D. (2006): "Do Teachers Really Leave for Higher Paying Jobs in Alternative Occupations?," *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Berkeley Electronic Press, vol. 0(1),
- Stinebrickner, T.R, (1998) An Empirical Investigation of Teacher Attrition, *Economics of Education Review*, Vol.17, No 2, pp. 127-136.
- Vandenbergh, V. (2000), Leaving teaching in the French-Speaking Community of Belgium: a duration analysis, *Education Economics*, 8(3), pp. 221-239.
- Varga J. (2007): Kiből lesz ma tanár: a tanári pálya választásának empirikus elemzése. *Közgazdasági Szemle* . 2007. július-augusztus pp. 609-627.
- Wolter, S. C.–Denzler, S. (2003): Wage Elasticity of the Teacher Supply in Switzerland. IZA Discussion Paper, No. 733.

Mellékletek

M1. táblázat

Leíró statisztika

Változó	Teljes minta		-30 éves		31-40 éves		41-50 éves		51-60 éves		61- éves	
	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás	Átlag	Szórás
Nem = férfi	0.2223	0.4158	0.2223	0.4158	0.1998	0.3998	0.1995	0.3996	0.2594	0.4383	0.6027	0.4893
Középfokon tanít	11.7445	0.6380	0.3603	0.4800	0.3245	0.4682	0.2763	0.4471	0.3777	0.4848	0.5761	0.4941
Budapest	0.1742	0.3793	0.1618	0.3683	0.1688	0.3746	0.1787	0.3831	0.1896	0.3920	0.2232	0.41644
Észak-Magyarország	0.1311	0.3375	0.1315	0.3380	0.1307	0.3367	0.1308	0.3372	0.1324	0.3390	0.1267	0.3326
Észak-Alföld	0.1426	0.3497	0.1641	0.3704	0.1388	0.3458	0.1337	0.3403	0.1370	0.3438	0.1192	0.3240
Dél-Alföld	0.1330	0.3396	0.1419	0.3490	0.1398	0.3466	0.1262	0.3321	0.1209	0.3261	0.1294	0.3357
Közép-Magyarország	0.1152	0.3193	0.1030	0.3040	0.1243	0.3299	0.1208	0.3259	0.1094	0.3122	0.1020	0.3026
Közép-Dunántúl	0.1117	0.3150	0.1087	0.3112	0.1089	0.3115	0.1118	0.3152	0.1196	0.3245	0.1146	0.3185
Nyugat-Dunántúl	0.1018	0.3024	0.0959	0.2945	0.1016	0.3021	0.1070	0.3091	0.1017	0.3023	0.0900	0.2862
Havi munkanélküliségi ráta a régióban	0.0899	0.2860	0.0925	0.2898	0.0873	0.2822	0.0906	0.2870	0.0889	0.2847	0.0945	0.2926
Relatív jövedelem	0.3244	0.4680	9.397	5.0703	9.1548	5.1203	9.0499	5.1379	9.1760	5.229	9.3411	5.4558
Relatív pedagógus jövedelem	0.7892	0.3306	11.3709	0.6840	11.5825	0.6659	11.9541	0.4521	12.0826	0.4744	11.6465	1.05136
(log) reáljövedelem	0.9810	0.3804	0.7164	0.3470	0.7218	0.3464	0.8601	0.2981	0.8527	0.2985	0.6579	0.4469
szeptember	0.0785	0.2690		0.4212	0.9256	0.4103	1.0466	0.3283	1.0422	0.3317	0.9763	0.6132

			0.8988									
2003	0.1526	0.3596	0.1661	0.3721	0.1408	0.3479	0.1411	0.3482	0.1105	0.3135	0.0223	0.1478
2004	0.1569	0.3637	0.1646	0.3708	0.1414	0.3484	0.1436	0.3507	0.1269	0.3329	0.0507	0.2199
2005	0.1585	0.3652	0.15319	0.3601	0.1428	0.3498	0.1432	0.3502	0.1438	0.3508	0.0993	0.2991
2006	0.1587	0.3654	0.1365	0.3434	0.1444	0.3515	0.1437	0.3508	0.1595	0.3661	0.1494	0.3565
2007	0.1592	0.3658	0.1167	0.3210	0.1455	0.3526	0.1442	0.3513	0.1763	0.3810	0	0.4458
2008	0.0659	0.2481	0.0982	0.2976	0.1454	0.3525	0.1456	0.3527	0.1864	0.3831	0.3972	0.4893
30 évesnél fiatalabb	0.2360	0.4246										
30-40 éves	0.2859	.4518										
41-50 éves	0.2785	.4482										
51-60 éves	0.1709	.3764										
61- éves	0.0147	.1204										
Megfigyelt hónapok száma	3667307		1600668		1995088		1942236		1225382		124073	
Megfigyelt egyének száma			13184		29948		29059		18720		1079	
Pályaelhagyással végződő esetek száma	20300		4017		7947		4099		6984		503	

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

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

A standard hibák zárójelben.

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

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