

GALASI PÉTER

A túl- és az alulképzés bérhozama 25 európai országban

A tanulmányban 25 ország, kétezres évek közepi állapotot tükröző, reprezentatív keresztmetszeti mintáin egyrészt a Duncan–Hoffman-féle modellre támaszkodva megvizsgáljuk, hogy adatbázisunk milyen mértékben tükrözi az illeszkedés bérhozamával foglalkozó irodalom legfontosabb empirikus következtetéseit, másrészt – a Hartog–Oosterbeek-szerzőpáros által javasolt statisztikai próbák segítségével – azt elemezzük, hogy a becslések eredményei alapján mit mondhatunk Mincer emberitőke-, valamint Thurow állásversenymodelljének érvényességéről. Heckman szelekciós torzítást kiküszöbölő becslőfüggvényén alapuló eredményeink jórészt megerősítik az irodalomban vázolt legfontosabb empirikus sajátosságokat, ugyanakkor a statisztikai próbák az országok többségére nézve cáfolják mind az emberi tőke, mind az állásverseny modelljének empirikus érvényességét.*

Journal of Economic Literature (JEL) kód: J21, J23, J24, J31.

Az elmúlt években – elsődlegesen a fejlettebb országokban megfigyelhető oktatási expanzió következtében – a munka- és oktatás-gazdaságtan figyelme a korábbinál nagyobb mértékben fordult a munkavállalói készségek és munkájuk illeszkedésének problémája felé. A kérdés egyik fontos eleme a túlképzett, valamint az alulképzett munkavállalók keresetének alakulása, ezen belül is a túlképzéssel és alulképzéssel együtt járó bérhozam vizsgálata.¹ A hagyományos kereseti függvényeken alapuló megközelítéssel szemben a túlképzés/alulképzés szempontjának elemzésbe történő beemelése lehetővé teszi, hogy a megfigyelt iskolai végzettséghez kapcsolódó bérhozam mellett a munka elvégzéséhez szükséges iskolai végzettség és az egyén esetében megfigyelt túlképzés és alulképzés bérhozamait is azonosíthassuk, s ezáltal a munkaerőpiacon sűrűn megfigyelhető illeszkedési probléma bérhozamra gyakorolt hatásait is kezelhessük.²

E tanulmányban 25 európai ország, kétezres évek közepi állapotot tükröző, reprezentatív keresztmetszeti mintáin két problémakört elemzünk.

Először a *Duncan–Hoffman* [1981] modellre támaszkodva megvizsgáljuk, hogy adatbázisunkban milyen mértékben érvényesülnek az illeszkedés bérhozamával foglalkozó

* A szerző köszönetet mond *Köllő János*nak a tanulmány korábbi változatához fűzött értékes megjegyzéseiért, valamint *Róbert Péter*nek az adatbázissal és elérhetőségével kapcsolatos segítségéért.

¹ Lásd például *Chevalier* [2003], *Cohn–Khan* [1995], *Cohn–Ng* [2000], *Daly–Büchel–Duncan* [2000], *Dolton–Vignoles* [2000], *Groot* [1996], *Mendes de Oliveira–Santos–Kiker* [2000], *Rubb* [2003a], *Vahey* [2000].

² Az elméleti és operacionalizálási/mérési kérdéseket összefoglalóan tárgyalja *Hartog* [2000], *Green–McIntosh–Vignoles* [1999], *van der Velden–van Smoorenburg* [1997], *Borghans–de Grip* [1999], az empirikus eredmények legteljesebb ismertetése *Groot–Maassen van den Brink* [2000] és *Rubb* [2003b] tanulmányaiban lelhető fel.

irodalom legfontosabb empirikus eredményei, amelyeket *Hartog* [2000] nyomán *Bauer* [2002] a következőkben foglalja össze:³

- az elvégzett iskolai osztályok bérhözama általában alacsonyabb, mint a munka elvégzéséhez szükséges iskolai osztályok bérhözama [1. eredmény (E1)];
- a túlképzés bérhözama pozitív, de többnyire alacsonyabb, mint a szükséges iskolai osztályok bérhözama [2. eredmény (E2)];
- az alulképzés bérhözama rendszerint negatív [3. eredmény (E3)], de
- az alulképzés bérhözama abszolút értékben rendszerint alacsonyabb, mint a szükséges iskolai osztályok bérhözama [4. eredmény (E4)],
- az alulképzés bérhözama abszolút értékben rendszerint alacsonyabb, mint a túlképzés bérhözama [5. eredmény (E5)];
- a túlképzés bérhözama mindig szignifikánsan különbözik nullától [6. eredmény (E6)];
- az alulképzés bérhözama nem mindig különbözik szignifikánsan nullától [7. eredmény (E7)].

Másodsor – a *Hartog–Oosterbeek* [1988] által javasolt statisztikai próbák segítségével – azt elemezzük, hogy az itt használt empirikus modell eredményei alapján mit mondhatunk az emberi tőke minceri alapmodelljének (*Mincer* [1974]) és a *thurowi* állásverseny (*Thurow* [1975]) modelljének empirikus érvényességéről.

A tanulmány felépítése a következő: először bemutatjuk az empirikus modellt, másodsor körvonalazzuk az adatbázis, a becslési eljárás, valamint a felhasznált változók sajátosságait, harmadszor ismertetjük a fontosabb empirikus eredményeket, végül következtetéseinket foglaljuk össze.

Az empirikus modell

Az elemzésben az irodalom egyik empirikus modelljét, a *Duncan–Hoffman* [1981] modellt használjuk, amelyben a megfigyelt iskolai végzettség (S) három tényezője azonosítható: a munkahelyi követelmények által meghatározott (szükséges) iskolai végzettség (R), a túlképzés mértéke (O), az alulképzés mértéke (U) – mindegyiket az iskolai osztályok számával mérjük. Az adott specifikációt *ORU* modellnek is nevezik (*Hartog* [2000]).

A tényezőkre bontás: $S = R + O - U$. Ha az egyén éppen a szükséges iskolai végzettséggel rendelkezik: $S = R$; ha túlképzett: $S = R + O$ ($O > 0$); ha alulképzett: $S = R - U$ ($U > 0$). Adott populációra ennek alapján megbecsülhető egy-egy osztálynyi szükséges, túl- és alulképzés átlagos bérhözama. Linearizált specifikáció esetén:

$$w = \alpha_0 + \alpha_R R + \alpha_O O + \alpha_U U,$$

ahol w a kereset természetes alapú logaritmus, $\alpha_R = \partial w / \partial R$, $\alpha_O = \partial w / \partial O$, $\alpha_U = \partial w / \partial U$ pedig a három bérhözam. Elméletileg a bérhözamok sokféleképpen alakulhatnak. Egy-máshoz viszonyított nagyságuk megmutatja, hogy a jobb és a rosszabb illeszkedés a munkaerőpiacon – keresetben mérve – mennyit ér. Ha a bérhözamok az itt körvonalazott empirikus sajátosságokat mutatják, akkor $\alpha_O > 0$ és $\alpha_R > \alpha_O$ (E2); $\alpha_U < 0$ (E3); $\alpha_R > |\alpha_U|$ (E4); $\alpha_O > |\alpha_U|$ (E5).

Ez a specifikáció olyan empirikus modellt kínál, ami képes megmagyarázni a kereseti hozamoknak az iskolai végzettség és a foglalkozás illeszkedéséből fakadó különbségeit. Mégpedig egy olyan keretben, amelyben a tökéletes illeszkedés bérhözamnyereséggel jár együtt, ugyanakkor a nem megfelelő illeszkedés összefér az egyének jövedelemmaxima-

³ Hasonló következtetésekre jut *Rubb* [2003b].

lizáló magatartásával. Ebből a szempontból az első négy ($E1$ – $E4$) szabályosságnak van kitüntetett jelentősége.

Ha a másutt megfigyelt empirikus szabályszerűségek mintáinkon is teljesülnek, akkor a következő négy fontos jellegzetesség is érvényesül:

1. adott iskolai végzettség mellett tökéletes illeszkedés magasabb kereseti hozamot eredményez, mint a nem tökéletes illeszkedés ($E1$, $E2$, $E3$);

2. a túlképzettség nem jelenti azt, hogy az egyén „feleslegesen” ruházott be emberi tőkéjébe, hiszen a túlképzettség bérhozama pozitív ($E2$);

3. az alulképzettség ugyanakkor bérvesztéshez vezet, az alulképzettség bérhozama negatív ($E3$);

4. adott iskolai végzettségű alulképzett és túlképzett munkavállaló magasabb kereset-hozamot kap, mint ha az iskolai végzettségének megfelelő munkahelyi követelményeket kínáló munkahelyen dolgozna ($E2$, $E4$), azaz rögzített iskolai végzettség és rögzített munkahelyi követelmények mellett jövedelmét maximalizálja. Alább láthatjuk, hogy ez miért van így.

A túlképzett munkavállaló keresete tökéletes illeszkedés mellett $\alpha_R S$. Minthogy túlképzett, ezért keresete:

$$\alpha_R(S - O) + \alpha_O O = \alpha_R S + (\alpha_R - \alpha_O)O.$$

Az együttható-értékekre vonatkozó feltevés ($\alpha_R > \alpha_O$) következtében:

$$\alpha_R S < \alpha_R S + (\alpha_R - \alpha_O)O.$$

Az egyén tehát a tökéletes illeszkedéshez képest

$$(\alpha_R - \alpha_O)O > 0$$

kereseti nyereséghez jut.

Az alulképzett munkavállaló keresete tökéletes illeszkedés esetén ugyancsak $\alpha_R S$. Alulképzettként azonban keresete

$$\alpha_R(S + U) - |\alpha_U|U = \alpha_R S + (\alpha_R - |\alpha_U|)U.$$

Mivel

$$\alpha_R > |\alpha_U|, \text{ ezért } \alpha_R S < \alpha_R S + (\alpha_R - |\alpha_U|)U,$$

azaz a kereseti nyereség:

$$(\alpha_R - |\alpha_U|)U > 0.$$

Az ORU-specifikáció empirikus érvényességét célszerű egyéb modellekkel összevetve is ellenőrizni (*Hartog–Oosterbeek* [1988]). Ebben a tekintetben két fontos modellt veszünk vizsgálat alá. Az első az emberi tőke hagyományos modelljének minceri empirikus specifikációja, amely elméletileg azon a feltevésen nyugszik, hogy az egyének keresetét az iskolázás révén előálló emberi tőke hozadéka határozza meg. A modellben az emberi tőkét a megfigyelt iskolai végzettség és a felhalmozott munkaerő-piaci tapasztalat képviseli. A modell alapvetően kínálati szemléletű, az illeszkedési problémát nem kezeli. Ha a minceri modell empirikusan jobban teljesít, mint az itt vázolt specifikáció, akkor a három bérhozam-együtthatónak egyenlőnek kell lennie: $\alpha_R = \alpha_O = |\alpha_U|$, ebben az esetben ugyanis az illeszkedési probléma nem lényeges, a béreket a munkahelyi követelmények nem befolyásolják, ezért a kereseti függvényekben elegendő a megfigyelt iskolai végzettséget szerepeltetni. A thurowi állásversenymodellben a minceri modellel szemben kizárólag a keresleti oldal a meghatározó. A modell szerint a béreket a munkáltatók a munkahelyi háttértermelékenységi követelményei alapján határozzák meg, a kínálati oldalon megjelenő munkavállalók jellegzetességei – egyebek mellett: iskolai végzettségük – nem befolyásol-

ják az egyéni keresetek színvonalát. Ennek megfelelően a keresetek alakulásában az itt tárgyalt illeszkedési probléma ugyancsak lényegtelen. Ha a thurowi modell jobban teljesít, mint az ORU-specifikáció, akkor az alulképzettek és a túlképzettek bérhozamának meg kell egyeznie: $\alpha_o = |\alpha_v| = 0$.

Adatbázis, változók, becslési eljárás

A becslésekben az ESS2 (*European Social Science Survey*, második kör) adataira támaszkodunk, s 25 ország információit használjuk fel.⁴ Az országok közül húsz az Európai Unió (Ausztria, Belgium, Cseh Köztársaság, Németország, Dánia, Észtország, Spanyolország, Finnország, Franciaország, Nagy-Britannia, Görögország, Magyarország, Írország, Luxemburg, Hollandia, Lengyelország, Portugália, Svédország, Szlovénia, Szlovákia), kettő az Európai Gazdasági Térség tagja (Izland és Norvégia), a további három ország: Svájc, Törökország és Ukrajna. Az egyes nemzeti felvételek kétezres évek közepi állapotot tükröznek.⁵

Az ESS lakossági mintákon és háztartástagok megkérdezésén alapuló felvétel, amelynek során egy-egy háztartás minden 15 éves és idősebb tagjáról egyéni kérdőív készül, továbbá a többi családtag alapvető jellegzetességeit is rögzítik. A kereseti egyenleteink becslésében használt egyesített minta (a nem nulla kereseti adattal rendelkező foglalkoztatottak) nagysága mintegy 13 500 fő. Az egyes országok kereseti becslésekben használt mintáinak mérete 240 és 900 között szóródik (a mintanagyságokról lásd *F1. táblázat*), ami – különösen a legalacsonyabb elemszámok mellett – negatívan befolyásolhatja a becslések pontosságát.

A kereseti változó a szokásos, bruttó (adózás előtti) havi bér (euróban). A változó előállításához a kérdőív két kérdését használtuk fel. Az első kérdés a kereset összegét, a második kérdés pedig az adott összeghez kapcsolódó időtartamot azonosítja. A választható időtartamok a következők: órabér (0,8 százalék), napi bér (0,2 százalék), heti bér (4,0 százalék), kétheti bér (0,8 százalék), négyheti bér (7,7 százalék), naptári hónap bére (73,7 százalék), éves bér (12,8 százalék).⁶ Minthogy a személyek durván háromnegyede esetében a kereseti információ naptári hónapra vonatkozik, logikusnak tűnik a havi kereset használata. Az órakeresettel és a napi bérrrel rendelkező egyéneket kihagytuk, a többi béradatot pedig havi keresetté alakítottuk át.⁷ Az egyesített minta átlagos keresője 1218 euróhoz jut (szórás: 3,53); a legalacsonyabb átlagos kereset Ukrajnában (47 euró), a legmagasabb pedig Dániában (3300 euró) figyelhető meg (a kereseti átlagokat és a szórásokat lásd az *F2. táblázatban*).

Másik kulcsváltozónk az iskolai végzettség, amit a nappali tagozatos legmagasabb befejezett iskolai végzettséggel (években) mérünk.⁸ A változó az ilyenkor szokásos problémákat veti fel (például a befejezetlen iskolai végzettség, valamint a nem nappali tagozaton szerzett iskolai végzettség figyelmen kívül hagyása), és a szokásos következményekkel jár: az esetek egy részében minden bizonnyal alulbecsüljük a tényleges iskolai végzettséget, s emiatt a kereseti egyenletekben egy-egy elvégzett osztály bérhozamát túlbecsüljük.

⁴ A kutatást a *Norwegian Social Science Data Services (NSSDS)* koordinálja, amely egyúttal az adatok egységes rendszerbe foglalását, valamint a változók összehasonlíthatóságát is biztosítja. Az adatbázisok, a kérdőívvel, kódutasításokkal, súlyozással kapcsolatos információk megtalálhatók az NSSDS portálján (<http://ess.nsd.uib.no>), illetve onnan letölthetők.

Az itt használt adatállomány a 2006. december 12-én közre adott harmadik változat.

⁵ A minta interjúinak 62 százaléka 2004-ben, 34 százaléka 2005-ben, 4 százaléka 2006-ban készült.

⁶ A zárójelben az egyesített minta megfelelő kereseti adattal rendelkező személyeinek aránya szerepel.

⁷ A heti bért 4,4-gyel, a kétheti bért 2,2-vel, a négyheti bért 1,075-tel szoroztuk meg, az éves bért 12-vel osztottuk.

⁸ Az iskolai végzettség változójának átlagait és szórásait lásd később a *2. táblázatban*.

1. táblázat

A szükséges iskolai végzettséggel rendelkezők, a túlképzettek és az alulképzettek aránya (százalék)

Ország	Szükséges	Túlképzett	Alulképzett	Együtt
Ausztria	18,8	46,7	34,5	100
Belgium	12,6	25,1	62,3	100
Cseh Köztársaság	6,2	49,5	44,3	100
Dánia	8,4	52,6	39,1	100
Észtország	8,2	78,9	12,9	100
Finnország	8,4	52,6	39,0	100
Franciaország	8,0	26,6	65,3	100
Görögország	4,8	77,1	18,2	100
Hollandia	3,3	14,7	82,0	100
Írország	10,7	67,4	21,9	100
Izland	4,7	47,7	47,7	100
Lengyelország	4,1	59,1	36,8	100
Luxemburg	5,6	45,1	49,3	100
Magyarország	5,2	31,1	63,7	100
Nagy-Britannia	9,2	28,2	62,6	100
Németország	9,1	19,5	71,3	100
Norvégia	7,6	41,3	51,2	100
Portugália	17,5	33,3	49,2	100
Spanyolország	5,6	50,2	44,3	100
Svájc	10,0	22,4	67,6	100
Svédország	8,9	40,1	51,0	100
Szlovákia	15,1	46,7	38,2	100
Szlovénia	4,8	17,5	77,7	100
Törökország	1,4	27,9	70,8	100
Ukrajna	11,5	24,1	64,4	100
Együtt	8,0	32,9	59,1	100
N	13 488			

A túlképzés és az alulképzés gyakorisága függ attól, hogy milyen módon mérjük a munka gyakorlásához szükséges iskolai végzettséget. A három szokásos eljárás: a munka iskolai végzettségi követelményeinek szakértői elemzése; a munkavállaló (ön) értékelése (szubjektív módszer); a megfigyelt munkahely–munkavállaló párok tényleges illeszkedése (lásd *Hartog* [2000], *Green–McIntosh–Vignoles* [1999], *van der Velde–van Smoorenburg* [1997], *Borghans–de Grip* [1999]). Ezek közül e felvételben a második, a munkavállaló szubjektív (ön)értékelésén alapuló mérőszám áll rendelkezésünkre.

A túl-/alulképzés változóit a megfigyelt iskolai végzettség és a szükséges iskolai végzettség változóinak segítségével állítottuk elő. Az itt alkalmazott eljárás – mint említettük – a szubjektív módszer egy válfaja. Az ezzel kapcsolatos két kérdés pontosan a következőképpen hangzik.

1. Szüksége van-e az adott állásra jelentkező személynek kötelező iskolai végzettségen túli iskolai végzettségre (igen/nem)?

2. Ha igen, akkor a munkahely iskolai végzettségi követelményei hány évvel haladják meg a kötelező iskolai végzettséget?

2. táblázat

A megfigyelt és a szükséges iskolai végzettség, a túlképzettség és az alulképzettség mértéke (év)

Ország	Megfigyelt iskolai végzettség		Szükséges végzettség		Túlképzettség		Alulképzettség	
	átlag	szórás	átlag	szórás	átlag	szórás	átlag	szórás
Ausztria	12,6	2,9	12,2	2,8	2,4	2,0	1,5	1,2
Belgium	13,5	3,5	14,9	2,0	2,2	1,7	3,1	2,7
Cseh Köztársaság	12,8	2,3	12,6	2,5	2,1	1,2	1,6	0,9
Dánia	14,5	3,2	13,9	3,1	2,7	2,1	2,0	1,9
Együtt	13,0	3,5	13,8	3,0	2,7	2,1	2,9	2,1
Észtország	13,1	2,9	10,9	2,2	3,1	2,1	1,6	1,0
Finnország	14,1	3,6	13,6	2,7	2,7	1,9	2,2	1,5
Franciaország	12,9	3,8	14,5	2,8	2,1	1,7	3,3	2,4
Görögország	12,8	3,7	10,5	2,1	3,7	2,1	2,9	1,4
Hollandia	13,6	3,4	16,6	2,5	1,9	1,7	3,9	2,4
Írország	13,4	3,2	12,3	2,5	3,0	1,8	2,4	2,1
Izland	14,3	4,0	14,9	3,6	2,8	1,9	3,5	3,3
Lengyelország	12,9	2,9	12,0	2,9	2,8	1,9	1,7	1,3
Luxemburg	12,2	4,5	12,7	3,2	2,9	2,1	3,4	2,7
Magyarország	12,8	2,6	14,2	3,1	1,6	1,0	2,7	1,6
Nagy-Britannia	12,9	3,0	13,7	2,4	2,6	1,7	2,4	1,8
Németország	13,7	3,1	15,7	2,5	2,3	1,7	3,1	1,7
Norvégia	14,1	3,4	14,4	2,7	2,4	1,8	2,5	1,8
Portugália	9,2	4,4	10,5	2,7	3,0	1,7	3,6	1,7
Spanyolország	13,3	5,1	12,9	2,8	4,3	3,4	3,4	2,6
Svájc	10,9	3,3	12,9	2,8	2,0	1,6	3,6	2,1
Svédország	13,2	3,1	13,5	2,7	2,3	1,5	2,2	1,6
Szlovákia	12,9	2,7	12,4	2,9	2,9	2,0	1,9	2,0
Szlovénia	12,5	3,3	14,3	2,7	1,8	1,4	2,7	1,9
Törökország	9,6	3,9	11,5	3,4	2,5	1,4	3,7	2,5
Ukrajna	12,4	2,4	13,5	2,0	2,1	1,3	2,2	1,4
<i>N</i>	13 488		13 488		4443		7971	

Megjegyzés: túlképzettség, alulképzettség: a túlképzettekre és az alulképzettekre számítva.

Az utóbbi változó nem folytonos és felülről csonkolt.⁹ A nem egyértelmű esetekben az osztályközök átlagával számoltunk.

Szubjektív mérőszámunk a kötelező iskolai végzettséghez képest határozza meg az adott munkahely iskolai végzettségi követelményeit. Ezért a változók előállításához ismernünk kell a kötelező iskolai végzettséget (években mérve). Ez az információ 2004-re rendelkezésre áll az UNESCO statisztikai adatbázisából (lásd *F3. táblázat*). A megfigyelt, a szükséges és a kötelező iskolai végzettség változói segítségével állítottuk elő a három változónkat: szükséges képzés, alulképzés, túlképzés mértéke (években mérve).

Az ilyen módon előállított változók alapján a szükséges iskolai végzettséggel rendelkezők aránya az egyesített mintában (*1. táblázat*) 8 százalék, amely 1 (Törökország) és 19

⁹ Az eredeti változó kódolása a következő: kevesebb mint egy év, körülbelül egy év, körülbelül két év, körülbelül 3 év, körülbelül 4-5 év, körülbelül 6-7 év, körülbelül 8-9 év, 10 év és több.

(Ausztria) százalék között szóródik; túlképzett az egyének 33 százaléka – a szélső értékek: 15 (Hollandia) és 79 (Észtország) százalék; végül az egyesített minta 59 százaléka alulképzett, ugyancsak jelentős országok közötti különbségekkel, ami 13-tól (Észtország) 82 százalékig (Hollandia) terjedő értékeket vesz fel.

Ebben az adatbázisban az egyéb – önértékelésen alapuló – becslésekhez képest igen alacsony a szükséges iskolai végzettséggel rendelkezők, egyúttal igen magas a túlképzettek és (különösen) az alulképzettek aránya. *Hartog* [2000] összefoglaló munkájában közöl például hasonló módon mért (önértékelésen alapuló) arányokat. A szükséges iskolai végzettséggel rendelkezők arányának alsó értéke 47, a túlképzettek és alulképzettek arányának felső határa pedig rendre 33 és 23 százalék. *Groot–Maassen van den Brink* [2000] ugyancsak számos tanulmány eredményeit ismertető cikkében közöl önértékelésen alapuló eredményeket. A túlképzettek arányát tekintve ezek az eredmények közelebb állnak az itt közöltekhez – a legmagasabb érték 42 százalék. Az alulképzettekét tekintve viszont nem különböznek lényegesen *Hartog* [2000] adataitól: az alulképzettek legmagasabb mért aránya 20 százalék.

Az előbbieken ismertetett eljárás segítségével kiszámítható a szükséges iskolai végzettség, valamint a túlképzés és az alulképzés mértéke is (években mérve). A három mutató átlagait és szórásait – a megfigyelt iskolai végzettséggel együtt – a 2. táblázatban tanulmányozhatjuk.

Az egyesített mintában szereplő átlagos egyén 13 osztályt végzett, 10-nél alacsonyabb az átlag Portugáliában és Törökországban, 14-nél magasabb értéket négy skandináv országban (Dánia, Finnország, Izland, Norvégia) figyelhetünk meg. A szükséges iskolai végzettség átlagosan 0,8 évvel magasabb az elért iskolai végzettségénél, tíz országban (Ausztria, Cseh Köztársaság, Dánia, Észtország, Spanyolország, Finnország, Görögország, Írország, Lengyelország, Szlovákia) viszont alacsonyabb. A legmagasabb értéket képviselő átlagos holland egyénünk a szükséges iskolai végzettséget 16,6 évben, míg a skála másik végén álló átlagos görög munkavállaló 10,5 évben határozza meg. A túlképzettség mértéke az egyesített mintában átlagosan 2,7 év, a szélső értékek 1,6 (Magyarország) és 4,3 (Spanyolország) év közé esnek. Átlagos alulképzett munkavállalónk 2,9 évvel kevesebb elvégzett iskolai osztállyal rendelkezik a szükséges végzettséghez képest, Ausztriában a megfelelő érték csupán 1,5, míg Hollandiában 3,9 év.

A 1. szabály (E1) vizsgálatához hagyományos kereseti egyenleteket becslünk, emellett a *Duncan–Hoffman* [1981] modellnek megfelelő egyenleteket futtatunk le. Az egyenleteket a legegyszerűbb (minceri) formában írtuk fel. A függő változó az adózás előtti havi kereset természetes alapú logaritmus, a hagyományos kereseti egyenletekben magyarázó változó az iskolai végzettség, a túlképzés/alulképzés bérhozamát becslő egyenletekben pedig a szükséges, alul- és túlképzés változója. Ezeken kívül az összes egyenletben szerepel a nem ($nő = 1$) és valamint a potenciális munkaerő-piaci gyakorlat és nyelvet. Az egyesített mintán lefuttatott becslésekbe az országok kétértékű változóit is beillesztettük (referencia: Ausztria). A függvényeket legkisebb négyzetek módszerével (OLS)¹⁰ és *Heckman* [1979] szelekciós-korrektions becslőfüggvényével becsüljük.¹¹ Az eljáráshoz szükséges részvételi egyenletet az ILO definíciója szerinti munkaképes korú népességre (15–74 évesek) probit-

¹⁰ Noha az OLS a probléma vizsgálatának még mindig gyakran használt becslőfüggvénye, számos hátránya miatt újabban mind több tanulmányban még keresztmetszeti mintákon is más esztimátorokkal kísérleteznek. Ezek közül a két legfontosabb a kvantilisregresszió (*Budria–Moro-Egido* [2008], *McGuinness–Bennett* [2007]) és a termelési határ-függvény (*Guironnet–Peypoch* [2007], *Jensen–Gartner–Rässler* [2006]). Megjegyezzük még, hogy az eredmények egy része panelbecsléseken alapul (például *Battu–Belfield–Sloane* [1999], *Bauer* [2002], *Daly–Büchel–Duncan* [2000], *Dolton–Silles* [2008], *Dolton–Vignoles* [2000], *Rubb* [2006]).

¹¹ A túlképzés/alulképzés bérhozamának becslésekor ezt az eljárást ez idáig viszonylag kevés szerző alkalmazta: *Sloane–Battu–Seaman* [1999], *Dolton–Vignoles* [2000], valamint *di Pietro–Urwin* [2006].

tal becsültük. A részvételi egyenletben szereplő magyarázó változók: a nem ($n\ddot{o} = 1$), az életkor, az életkor négyzete, az eltartott gyermekek száma a családban, valamint a gyermekek nemére ($n\ddot{o} = 1$) utaló kétértékű változók. A becslés során azt is ellenőrizzük, hogy a szelekciós torzítás feltevése helyes volt-e.

Eredmények

Az illeszkedés bérhozamának becslése után, a szelekciós torzítást kezelő és a legkisebb négyzetes becslések összevetésekor két kritérium vizsgálata tűnik megfontolandónak: 1. az egyenletek függetlenek-e egymástól, 2. az önszelekciót kezelő Heckman-féle becslőfüggvénnyel és a legkisebb négyzetek módszerével becsült együtthatók különböznek-e egymástól. Ha az egyenletek függetlensége viszonylag kevés esetben igazolható, a két becslőfüggvénnyel becsült együtthatók pedig viszonylag sok esetben eltérnek egymástól, akkor célszerűnek tűnik a heckmani becslőfüggvény használata.

Az illeszkedési bérhozamok egyenleteiben a szelekciós korrekciós változó (λ) előjele – egyetlen egyenlet kivételével – negatív, ami önszelekció jelenlétére utal, nyolc egyenlet esetében azonban az együttható becslése nem szignifikáns (a szokásos 0,05 szinten), tehát az egyenletek függetlensége nem vethető el.¹² 17 ország és az egyesített minta egyenletében az önszelekciót statisztikailag igazoltnak tekinthetjük. Továbbá az önszelekciót kezelő és a legkisebb négyzetek módszerével becsült kereseti függvények bérhozamai számos esetben különböznek egymástól. A Heckman-féle becslőfüggvénnyel becsült 78 együttható közül 51 paraméterbecslés szignifikáns, és ezek közül 28 esetben – a becsült együtthatók több mint egyharmadában – a heckmani eljárás a legkisebb négyzetek módszeréhez viszonyítva érzékelhető (legalább 0,5 százalékpontos) bérhozamkülönbséget produkál. Ezért a főszövegben a Heckman-becslőfüggvény eredményeit (a legkisebb négyzetes bérhozamokat pedig a *Függelék F5. táblázatában*) közöljük.

Az illeszkedési bérhozamok önszelekciót kezelő becsléseinek eredményei vegyesek, és a publikációs gyakorlat sem egyöntetű. *Sloane–Battu–Seaman* [1999] becsléseiben a szelekciós korrekciós változó (λ) paraméterbecslése nem szignifikáns, az egyenletek tehát egymástól függetlennek tekinthetők; a szerzők ugyanakkor csak az önszelekciós becslőfüggvény együtthatóit közlik. *Dolton–Vignoles* [2000] felsőfokú végzettségű munkavállalókat elemző tanulmányukban a szelekciós korrekciós eljárást csak nők esetében alkalmazzák (férfiakra csak legkisebb négyzetes, nőkre legkisebb négyzetes és heckmani becslőfüggvényt is alkalmaznak). Arra a következtetésre jutnak, hogy bár vannak jelei a mintaszelekciónak, a bérhozamokra gyakorolt hatás elhanyagolható, ezért a mintaszelekciós becslés eredményeit nem közlik. *Di Pietro–Urwin* [2006] egyfelől megállapítják, hogy a szelekciós korrekciós változó paraméterbecslése (λ) minden egyes egyenletben szignifikáns, ami megerősíti a szelekciós torzítás feltevését. Másfelől azt találják, hogy legkisebb négyzetekkel és a mintaszelekciós feltevéssel becsült együtthatók nem különböznek szignifikánsan egymástól, ezért a legkisebb négyzetes becslés eredményeit nem közlik.

A hagyományos kereseti függvény szelekciós torzítást kezelő (*F6. táblázat*) és legkisebb négyzetes (*F7. táblázat*) bérhozambecslésének egybevetése alapján a következőket mondhatjuk. Noha a szelekciós torzításnak és a bérhozam legkisebb négyzetes felülbecslésének vannak jelei (a szelekciós korrekciós változó – λ – becsült együtthatójának előjele egyetlen ország kivételével negatív), azonban tíz országra nézve a heckmani esztimátor két egyenlete függetlennek tekinthető (a szelekciós korrekciós változó paraméterbecslése nem szignifikáns).

¹² A szelekciós korrekciós változók paraméterbecsléseit és az egyenletek függetlenségének próbáit lásd az *F4. táblázatban*.

A többi egyenlet esetében a két egyenlet függetlensége elvethető, és a paraméterbecslések értéke néhol alacsonyabb a heckmani, mint a legkisebb négyzetes becslésben, de mindössze öt ország együtthatóbecslésének az esetében találunk a legkisebb négyzetes és a heckmani becslőfüggvény eredményei között legalább 0,5 százalékpontos különbséget, egyébként a becslt együtthatók értékei igen hasonlóak vagy azonosak.¹³ A szükséges és az elvégzett iskolai osztályok bérhozamának összevetésekor a heckmani egyenletet használjuk.

Az ezen az adatbázison megfigyelt bérhozamok általában magasabbak, mint az ugyan-csak igen sok országra (legkisebb négyzetes) hagyományos kereseti függvényeket becslő *Trostel–Walker–Woolley* [2002] és az átmeneti gazdaságokra rendelkezésre álló kereseti függvényeket egységes keretben tárgyaló *Flabbi–Paternostro–Tiongson* [2007] eredményei. Ez részben a nem teljesen azonos specifikációk, részben a nem teljesen azonos mérési időpontok mellett valószínűleg azzal magyarázható, hogy a két tanulmány adózás utáni keresetekkel dolgozik, míg itt a keresetek adózás előttiék, s progresszív jövedelemadó esetén az utóbbi magasabbnak mutatja a bérhozamokat. Továbbá: itt a havi kereset a függő változó, míg a két tanulmányban órakeresetek szerepelnek. Az órakereset ugyancsak alacsonyabb bérprémiumhoz vezethet, mint a havi kereset, ha magasabb iskolai végzettség mellett az egyének munkaideje hosszabb.

A becslések eredményei arra utalnak (3. táblázat), hogy az irodalomból kiolvasható empirikus szabályosságok többnyire az itt használt mintákra is érvényesek. Ami az $E1$ -et illeti (a megfigyelt iskolázottság bérhozama alacsonyabb, mint a szükséges iskolázottságé), a várt eredmény 22 országban és az egyesített mintában figyelhető meg; kivétel Csehország, Szlovénia és Ukrajna. Megjegyezzük még, hogy a megfigyelt és a szükséges iskolai végzettség összes paraméterbecslése legalább 0,05 szinten szignifikáns.

A 4. táblázat együtthatóbecslései ugyancsak többé-kevésbé egybecsengenek más mérések eredményeivel. A második ($E2$) megállapítás (a túlképzettség bérhozama pozitív, de alacsonyabb, mint a szükséges iskolázottságé, $\alpha_R > \alpha_O$) mindkét része minden egyes országra nézve igazolódott. Becsléseink 23 ország esetében megerősítik az $E3$ szabályosságot is (az alulképzettség bérhozama negatív, $\alpha_U < 0$); csupán az ír és a szlovén mintára kaptunk pozitív paraméterbecslést.

Az $E4$ szabály (az alulképzettség bérhozamának abszolút értéke kisebb, mint a szükséges iskolázottságé, $\alpha_R > |\alpha_U|$) minden egyes országra fennáll, az $E5$ eredmény (az alulképzettség bérhozamának abszolút értéke kisebb, mint a túlképzettség bérhozama, $\alpha_O > |\alpha_U|$) viszont csupán 16 ország esetében; $E6$ összefüggést (a túlképzettség paraméterbecslése mindig szignifikáns) adatbázisunk nem támasztja alá – csupán az országok valamivel több mint felében szignifikáns az együtthatóbecslés; méréseink alapján $E7$ (az alulképzettség paraméterbecslése nem mindig szignifikáns) ugyancsak elfogadható (14 ország esetében a paraméter becslése nem szignifikáns).

Az illeszkedési bérhozamokra vonatkozó megállapítások empirikus érvényességét Wald-próbával is megvizsgáltuk. A próbát a két-két együtthatót magában foglaló empirikus szabályszerűségek esetében futtattuk le: ez az $E2$, $E4$ és $E5$ szabályosságot érinti. A nullhipotézis a következő: a két együttható egyenlő. Az eredmények az 5. táblázatban tanulmányozhatók.

Ami $E2$ szabályt illeti, az együtthatók egyenlősége négy ország esetében nem vehető el, a megfigyelt különbségek azonban elfogadhatók 16 országra és az egyesített mintára nézve $p = 0,05$ szinten, öt országra nézve pedig a $p = 0,1$ szinten. $E4$ elfogadható 21 ország mintáin és az egyesített mintán $p = 0,05$, valamint két országban $p = 0,1$ szinten. Két országnál látjuk azt, hogy a két együtthatóbecslés egyenlősége nem vehető el. Úgy tűnik, $E5$ nem tekinthető általános szabálynak. A 4. táblázatban még csupán azt láttuk, hogy a

¹³ Hasonló eredményekre jutott korábban *Dearden* [1998].

3. táblázat
A szükséges és a megfigyelt iskolai végzettség bérhozáma (százalék)

Ország	Szükséges	Megfigyelt
	iskolai végzettség	
Ausztria	7,5	6,2
Belgium	9,4	3,5
Cseh Köztársaság	7,1	7,1
Dánia	6,7	4,6
Észtország	13,8	8,8
Finnország	8,7	5,4
Franciaország	15,0	7,6
Görögország	9,3	3,4
Hollandia	12,9	7,3
Írország	8,7	6,7
Izland	7,6	4,0
Lengyelország	9,7	8,2
Luxemburg	10,0	5,7
Magyarország	13,5	12,5
Nagy-Britannia	14,3	9,7
Németország	11,2	7,6
Norvégia	6,9	5,3
Portugália	16,4	8,0
Spanyolország	8,6	5,1
Svájc	8,5	5,5
Svédország	7,4	5,8
Szlovákia	9,1	6,4
Szlovénia	8,5	8,7
Törökország	10,9	8,6
Ukrajna	6,2	8,6
Együtt	9,7	7,2

Heckman-féle szelekciós eljárással becsült együtthatók.

Minden együtthatóbecslés legalább 0,05 szinten szignifikáns.

A megfigyelt iskolai végzettség bérhozámairól részletesebben lásd az *F6. táblázatot*.

A szükséges iskolai végzettség becsült paramétereit és szignifikanciáját lásd a *4. táblázatot*.

szabályosság kilenc országban nem érvényesül, a statisztikai próbák alapján azonban a két együttható egyenlősége 21 országra és az egyesített mintára valószínűsíthető, tehát az esetek többségében *E5* nem áll fenn.

Végül a *Hartog–Oosterbeek* [1988] által a *Duncan–Hoffman* [1981] modell bérhozáme együtthatóira javasolt statisztikai próbák segítségével megvizsgáljuk a becsült együtthatók egyenlőségét. Ha $\alpha_R = \alpha_O = |\alpha_U|$, akkor azt mondhatjuk, hogy mintáinkon a minceri emberi tőke modellje empirikusan elfogadhatóan teljesít. Ha a túlképzés és az alulképzés bérhozáma nulla ($\alpha_O = |\alpha_U| = 0$), akkor némi bizonyítékot kapunk az állásversenymodell empirikus érvényességére. Az eredmények ugyancsak az *5. táblázatban* tanulmányozhatók.

Az állásverseny modelljét 17 országra elvethetjük, 8 országra nézve elfogadhatjuk. Még egyértelműbb a válasz a minceri modellt illetően: 23 ország esetében a három együttható egyenlő-

4. táblázat
Az illeszkedés bérhozamai

Ország	Szükséges képzés			Túlképzés			Alulképzés		
	együtttható	százalék	z	együtttható	százalék	z	együtttható	százalék	z
Ausztria	0,0722	7,5	6,60	0,0301	3,1	1,79	-0,0251	-2,5	-0,97
Belgium	0,0894	9,4	6,29	0,0274	2,8	1,58	-0,0279	-2,8	-1,67
Svájc	0,0812	8,5	8,95	0,0301	3,1	1,70	-0,0258	-2,5	-2,32
Cseh Köztársaság	0,0690	7,1	5,78	0,0647	6,7	3,38	-0,0018	-0,2	-0,07
Németország	0,1058	11,2	9,78	0,0493	5,1	2,31	-0,0328	-3,2	-2,75
Dánia	0,0651	6,7	6,41	0,0151	1,5	1,17	-0,0344	-3,4	-1,96
Észtország	0,1295	13,8	13,25	0,0437	4,5	3,72	-0,0221	-2,2	-0,74
Spanyolország	0,0827	8,6	7,85	0,0392	4,0	3,77	-0,0354	-3,5	-2,72
Finnország	0,0830	8,7	14,40	0,0076	0,8	0,80	-0,0255	-2,5	-2,23
Franciaország	0,1393	15,0	12,77	0,0349	3,5	1,41	-0,0779	-7,5	-6,93
Nagy-Britannia	0,1337	14,3	5,20	0,0132	1,3	0,54	-0,0246	-2,4	-1,16
Görögország	0,0885	9,3	5,03	0,0716	7,4	4,67	-0,0457	-4,5	-1,72
Magyarország	0,1267	13,5	7,50	0,0510	5,2	1,71	-0,0693	-6,7	-3,25
Írország	0,0830	8,7	3,66	0,0351	3,6	1,52	0,0153	1,5	0,49
Izland	0,0736	7,6	7,41	0,0273	2,8	1,54	-0,0013	-0,1	-0,11
Luxemburg	0,0957	10,0	11,92	0,0812	8,5	6,74	-0,0051	-0,5	-0,67
Hollandia	0,1210	12,9	11,58	0,0079	0,8	0,34	-0,0335	-3,3	-3,36
Norvégia	0,0668	6,9	9,58	0,0304	3,1	2,67	-0,0139	-1,4	-1,11
Lengyelország	0,0921	9,7	8,91	0,0609	6,3	4,75	-0,0060	-0,6	-0,28
Portugália	0,1519	16,4	15,72	0,0657	6,8	4,43	-0,0282	-2,8	-2,00
Svédország	0,0710	7,4	16,14	0,0197	2,0	2,03	-0,0231	-2,3	-2,71
Szlovénia	0,0818	8,5	4,24	0,0138	1,4	0,32	0,0016	0,2	0,06
Szlovákia	0,0875	9,1	10,18	0,0505	5,2	2,21	-0,0096	-1,0	-0,64
Törökország	0,1034	10,9	4,15	0,0417	4,3	1,23	-0,0576	-5,6	-2,26
Ukrajna	0,0601	6,2	2,32	0,0021	0,2	0,05	-0,0514	-5,0	-1,26
Együtt	0,0925	9,7	12,93	0,0278	2,8	4,12	-0,0215	-2,1	-3,06

Megjegyzés: Heckman-féle önszelekciós becslőfüggvénnyel becslve.

5. táblázat
A bérhozamok becscült együttthatóinak egyenlősége – a próbák eredményei

Ország	E2		E4		E5		Mincer		Thurow	
	χ^2	<i>p</i>	χ^2	<i>p</i>	χ^2	<i>p</i>	χ^2	<i>p</i>	χ^2	<i>p</i>
Ausztria	5,38	0,020	3,68	0,055	0,02	0,882	11,41	0,003	5,04	0,081
Belgium	7,20	0,073	16,35	0,000	0,00	0,985	22,10	0,000	6,88	0,032
Cseh Köztársaság	0,05	0,826	8,58	0,003	2,73	0,098	14,65	0,001	13,63	0,001
Dánia	11,82	0,001	3,26	0,071	0,72	0,396	15,53	0,000	5,66	0,059
Észtország	45,78	0,000	12,58	0,000	0,37	0,542	73,15	0,000	35,33	0,000
Finnország	54,00	0,000	28,70	0,000	1,21	0,271	102,49	0,000	6,69	0,035
Franciaország	18,89	0,000	31,86	0,000	2,26	0,133	65,68	0,000	53,69	0,000
Görögország	0,68	0,411	2,45	0,118	0,56	0,454	3,19	0,203	32,94	0,000
Hollandia	19,87	0,000	47,57	0,000	0,88	0,347	61,96	0,000	12,66	0,002
Írország	3,31	0,069	24,51	0,000	1,96	0,161	32,82	0,000	2,82	0,244
Izland	6,56	0,010	27,20	0,000	1,18	0,278	37,05	0,000	2,57	0,276
Lengyelország	4,65	0,031	19,41	0,000	3,94	0,047	32,91	0,000	24,63	0,000
Luxemburg	1,97	0,160	80,01	0,000	25,84	0,000	84,32	0,000	47,69	0,000
Magyarország	6,23	0,013	12,26	0,001	0,22	0,637	26,99	0,000	15,25	0,001
Nagy-Britannia	13,23	0,000	20,59	0,000	0,11	0,745	26,55	0,000	1,95	0,377
Németország	6,20	0,013	38,95	0,000	0,39	0,530	47,55	0,000	15,63	0,000
Norvégia	8,15	0,004	22,65	0,000	0,77	0,381	40,43	0,000	10,66	0,005
Portugália	38,87	0,000	63,29	0,000	3,56	0,059	94,40	0,000	22,72	0,000
Spanyolország	11,36	0,001	6,25	0,012	0,04	0,846	13,92	0,001	0,37	0,542
Svájc	7,01	0,008	20,49	0,000	0,03	0,858	30,09	0,000	12,27	0,002
Svédország	24,94	0,000	30,48	0,000	0,05	0,824	72,95	0,000	17,22	0,000
Szlovákia	3,68	0,055	23,82	0,000	1,91	0,167	42,02	0,000	6,06	0,048
Szlovénia	2,74	0,098	14,60	0,000	0,09	0,765	22,53	0,000	0,10	0,949
Törökország	3,51	0,061	4,15	0,042	0,13	0,714	9,53	0,009	6,94	0,031
Ukrajna	1,90	0,169	0,06	0,799	0,67	0,413	2,27	0,322	1,64	0,441
Együtt	81,34	0,000	106,00	0,000	0,43	0,514	178,63	0,000	26,14	0,000

sége nem igazolható, tehát a minceri modell elvethető. Ebből adódóan azt állíthatjuk, hogy az illeszkedési probléma ORU specifikációja lényeges információkat ad az iskolai végzettség és a keresetek kapcsolatáról, s mindenképpen jobban teljesít, mint a két konkurens modell.

Ez az eredmény nem különbözik lényegesen más szerzők hasonló próbálkozásaitól. *Hartog* [2000] nagyjából tucatnyi tanulmány (legkisebb négyzetes becslésen alapuló) eredményeit áttekintve megállapítja, hogy a próbák alapján mind az emberi tőke, mind az állásverseny modellje elvethető. *Bauer* [2002] – véletlen és rögzített hatású panelmodellre támaszkodva – férfiakra és nőkre külön-külön vizsgálja az együtthatókat. A férfiak esetében elveti, a nők esetében elfogadja emberi tőke modelljének érvényességét, az állásverseny modelljét pedig mindkét nemre nézve elveti.

*

A tanulmányban 25 európai ország kétezres évek közepi állapotot tükröző, reprezentatív keresztmetszeti mintáin megvizsgáltuk az illeszkedés bérhozamával foglalkozó irodalom legfontosabb empirikus eredményeinek teljesülését. A *Duncan–Hoffman* [1981] modellnek megfelelő empirikus specifikációt és *Heckman* [1979] szelektációs torzítást kezelő becslőfüggvényét használtuk. Ezen túlmenően, a *Hartog–Oosterbeek* [1988] által javasolt statisztikai próbákra támaszkodva, arra kerestünk választ, hogy empirikus eredményeink alapján inkább az emberi tőke minceri alapmodellje (*Mincer* [1974]) vagy inkább a thurowi állásverseny (*Thurow* [1975]) modellje tekinthető-e érvényesnek.

Eredményeink jobbra igazolják a problémával foglalkozó empirikus irodalom megállapításait, egyes korábbi eredmények azonban nem tűnnek általános szabályszerűségnek. A tanulmányban használt adatok alapján megerősíthetjük az *E1*, *E2*, *E3*, *E4* és *E7* empirikus szabályosságokat, nem tekinthető viszont általánosan érvényes empirikus szabálynak az *E5* és az *E6*. Mint korábban is jeleztük, az *E2* és az *E4* teljesülése arra utal, hogy mind a túlképzett, mind az alulképzett munkavállalók keresete magasabb, mint amekkorához (rögzített iskolai végzettség mellett) tökéletes illeszkedés esetén jutnának. Ez megerősíti azt a vélekedést, hogy a rossz illeszkedés és a jövedelemmaximalizáló magatartás összefér.

A minceri és a thurowi modell empirikus jelentőségének ellenőrzésére lefuttatott statisztikai próbák eredményei alapján azt mondhatjuk, hogy adatbázisunkon egyik modell érvényessége sem igazolható. Az emberi tőke modelljének megfelelő eredményeket mindössze két, az állásverseny modelljével egybevágó paraméterbecsléseket pedig nyolc ország esetében kaptunk.

Hivatkozások

- BATTU, H.–BELFIELD, C. R.–SLOANE, P. J. [1999]: Overeducation among Graduates: A cohort view. *Education Economics*, Vol. 7. 21–38. o.
- BAUER, T. K. [2002]: Educational mismatch and wages: a panel analysis. *Economics of Education Review*, Vol. 21. 221–229. o.
- BORGHANS, L.–DE GRIP, A. [1999]: Skills and low pay: upgrading or overeducation? ROA-Research Memorandum, 1999/5E.
- BUDRIA, S.–MORO-EGIDO, A. I. [2008]: Education, educational mismatch, and wage inequality: Evidence for Spain. *Economics of Education Review*, Vol. 27. 232–341. o.
- CHEVALIER, A. [2003]: Measuring Over-education. *Economica*, Vol. 70. 509–531. o.
- COHN, E.–KHAN, S. P. [1995]: The wage effects of overschooling revisited. *Labour Economics*, Vol. 2. 67–76. o.
- COHN, E.–NG, Y. C. [2000]: Incidence and wage effects of overschooling and underschooling in Hong Kong. *Economics of Education Review*, Vol. 19. 159–168. o.

- DALY, M. C.–BÜCHEL, F.–DUNCAN, G. J. [2000]: Premiums and penalties for surplus and deficit education. Evidence from the United States and Germany. *Economics of Education Review*, Vol. 19. 169–178. o.
- DEARDEN, L. [1998]: Ability, Families, Education and Earnings in Britain. Institute for Fiscal Studies Working Paper, No. W98/14.
- DI PIETRO, G.–URWIN, P. [2006]: Education and skills mismatch in the Italian graduate labour market. *Applied Economics*, Vol. 38. 79–93. o.
- DOLTON, P.–SILLES, M. A. [2008]: The effects of over-education on earnings in the graduate labour market. *Economics of Education Review*, Vol. 27. 125–139. o.
- DOLTON, P.–VIGNOLES, A. [2000]: The incidence and effects of overeducation in the U.K. graduate labour market. *Economics of Education Review*, Vol. 19. 179–198. o.
- DUNCAN, G. J.–HOFFMAN, S. D. [1981]: The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, Vol. 1. 75–86. o.
- FLABBI, L.–PATERNOSTRO, S.–TIONGSON, E. R. [2007]: Returns to Education in the Economic Transition: A Systematic Assessment Using Comparable Data. World Bank Policy Research Working Paper, 4225. május.
- GREEN, F.–MCINTOSH, S.–VIGNOLES, A. [1999]: ‘Overeducation’ and Skills – Clarifying the Concepts. Centre for Economic Performance, Discussion Paper, No. 435.
- GROOT, W.–MAASSEN VAN DEN BRINK, H. [2000]: Overeducation in the labor market: a meta-analysis. *Economics of Education Review*, Vol. 19. 149–158. o.
- GROOT, W. [1996]: The incidence of, and returns to overeducation in the UK. *Applied Economics*, Vol. 28. 1345–1350. o.
- GUIRONNET, J.-P.–PEYPOCH, N. [2007]: Human capital allocation and overeducation: A measure of French productivity (1987, 1999). *Economic Modelling*, Vol. 24. 398–410. o.
- HARTOG, J.–OOSTERBEEK, H. [1988]: Education, allocation and earnings in the Netherlands: overschooling? *Economics of Education Review*, Vol. 7. 185–194. o.
- HARTOG, J. [2000]: Over-education and earnings: where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, Vol. 19. 131–147. o.
- HECKMAN, J. [1979]: Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, Vol. 47. 153–161. o.
- JENSEN, U.–GARTNER, H.–RÄSSLER, S. [2006]: Measuring overeducation with earnings frontiers and multiply imputed censored income data. IAB Discussion Paper, No. 11/2006.
- MCGUINNESS, S.–BENNETT, J. [2007]: Overeducation in the graduate labour market: A quantile regression approach. *Economics of Education Review*, Vol. 26. 521–531. o.
- MENDES DE OLIVEIRA, M.–SANTOS, M. C.–KIKER, B. F. [2000]: The role of human capital and technological change in overeducation. *Economics of Education Review*, Vol. 19. 199–206. o.
- MINCER, J. [1974]: *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, New York.
- RUBB, S. [2003a]: Post-College Schooling, Overeducation, and Hourly Earnings in the United States. *Education Economics*, Vol. 11. 53–72. o.
- RUBB, S. [2003b]: Overeducation in the labor market: a comment and reanalysis of a meta-analysis. *Economics of Education Review*, Vol. 22. 621–629. o.
- RUBB, S. [2006]: Educational Mismatches and Earnings: Extensions of Occupational Mobility Theory and Evidence of Human Capital Depreciation. *Education Economics*, Vol. 14. 135–154. o.
- SLOANE, P. J.–BATTU, H.–SEAMAN, P. T. [1999]: Overeducation, undereducation and the British labour market. *Applied Economics*, Vol. 31. 1437–1453. o.
- THUROW, L. C. [1975]: *Generating inequality. Mechanisms of distribution in the U.S. economy*. Basic Books, New York.
- TROSTEL, P.–WALKER, I.–WOOLLEY, P. [2002]: Estimates of the economic return to schooling for 28 countries. *Labour Economics*, Vol. 9. 1–16. o.
- VAHEY, S. P. [2000]: The great Canadian training robbery: evidence on the returns to educational mismatch. *Economics of Education Review*, Vol. 19. 219–227. o.
- VAN DER VELDEN, R. K. W.–VAN SMOORENBURG, M. S. M. [1997]: The Measurement of Overeducation and Undereducation: Self-Report vs. Job-Analyst Method. ROA-Research Memorandum 1997/2E.

Függelék

F1. táblázat
Mintanagyságok

Ország	Foglalkoztatottak	Ország	Foglalkoztatottak
Ausztria	415	Magyarország	440
Belgium	519	Nagy-Britannia	601
Cseh Köztársaság	544	Németország	688
Dánia	672	Norvégia	910
Észtország	722	Portugália	265
Finnország	787	Spanyolország	418
Franciaország	641	Svájc	689
Görögország	355	Svédország	923
Hollandia	607	Szlovákia	332
Írország	609	Szlovénia	433
Izland	239	Törökország	252
Lengyelország	481	Ukrajna	508
Luxemburg	438	<i>Együtt</i>	<i>13 488</i>

F2. táblázat
A havi keresetek átlaga és szórása (euró)

Ország	Átlag	Szórás	Ország	Átlag	Szórás
Ausztria	1781	1,67	Nagy-Britannia	1683	2,85
Belgium	2208	1,99	Németország	1962	1,98
Cseh Köztársaság	429	1,52	Norvégia	3084	1,79
Dánia	3316	2,26	Portugália	685	1,74
Észtország	322	1,90	Spanyolország	1229	2,02
Finnország	2148	1,59	Svájc	3049	1,96
Franciaország	1834	2,20	Svédország	2348	1,48
Görögország	1252	1,75	Szlovákia	327	1,59
Hollandia	2175	1,96	Szlovénia	202	1,66
Írország	1773	2,75	Törökország	738	2,00
Izland	3160	1,79	Ukrajna	47	2,34
Lengyelország	359	1,78	<i>Együtt</i>	<i>1218</i>	<i>3,53</i>
Luxemburg	2423	1,96	<i>N: 13 488</i>		
Magyarország	447	1,73			

Megjegyzés: havi, adózás előtti (bruttó), szokásos kereset.

F3. táblázat
Kötelező iskolai végzettség (2004)

Ország	Év	Ország	Év
Ausztria	9	Magyarország	10
Belgium	13	Nagy-Britannia	12
Cseh Köztársaság	10	Németország	13
Dánia	10	Norvégia	11
Észtország	9	Portugália	9
Finnország	10	Spanyolország	11
Franciaország	11	Svájc	9
Görögország	9	Svédország	10
Hollandia	13	Szlovákia	9
Írország	10	Szlovénia	10
Izland	11	Törökország	9
Lengyelország	9	Ukrajna	12
Luxemburg	10		

Forrás: UNESCO Institute for Statistics; <http://stats.uis.unesco.org/TableViewer/tableView.aspx?ReportId=210>.

F4. táblázat

A szelekciós korrekciós változó (λ) becslült paraméterei és az egyenletek függetlenségének próbái

Ország	λ	Az egyenletek függetlenségének Wald-próbái		Ország	λ	Az egyenletek függetlenségének Wald-próbái	
		χ^2	p			χ^2	p
Ausztria	-0,4280	16,98	0,0000	Magyarország	-0,0729	0,15	0,6991
Belgium	0,8387	114,58	0,0000	Nagy-Britannia	-1,1733	66,78	0,0000
Cseh Köztársaság	-0,3420	17,20	0,0000	Németország	-0,6850	72,20	0,0000
Dánia	0,0462	0,80	0,3717	Norvégia	-0,3702	7,15	0,0075
Észtország	-0,2841	8,30	0,0040	Portugália	0,6588	138,73	0,0000
Finnország	-0,1531	2,35	0,1249	Spanyolország	-0,0638	1,47	0,2249
Franciaország	0,7208	165,27	0,0000	Svájc	-0,4404	6,96	0,0083
Görögország	0,7114	27,15	0,0000	Svédország	-0,2141	9,50	0,0021
Hollandia	-0,1032	1,23	0,2668	Szlovákia	-0,0152	0,02	0,8897
Írország	-1,2747	54,82	0,0000	Szlovénia	-1,2595	370,83	0,0000
Izland	-0,0711	0,39	0,5348	Törökország	-0,0576	0,17	0,6793
Lengyelország	-0,1567	4,25	0,0393	Ukrajna	-1,1964	98,56	0,0000
Luxemburg	-0,6226	38,88	0,0000	Együtt	-0,5627	26,95	0,0000

Megjegyzés: Wald-próba nullhipotézis: az egyenletek függetlenek egymástól.

F5. táblázat
Az illeszkedés bérhozáma, OLS

Ország	Szükséges képzés			Túlképzés			Alulképzés		
	együttható	százalék	t	együttható	százalék	t	együttható	százalék	t
Ausztria	0,0775	8,1	7,3	0,0311	3,2	2,1	-0,0285	-2,8	-1,0
Belgium	0,0778	8,1	5,0	0,0189	1,9	1,1	-0,0078	-0,8	-0,4
Cseh Köztársaság	0,0763	7,9	7,3	0,0722	7,5	3,9	-0,0065	-0,7	-0,2
Dánia	0,0633	6,5	6,3	0,0134	1,4	1,1	-0,0323	-3,2	-1,9
Észtország	0,1357	14,5	13,9	0,0487	5,0	4,3	-0,0298	-2,9	-1,0
Finnország	0,0866	9,1	16,7	0,0114	1,1	1,2	-0,0312	-3,1	-2,9
Franciaország	0,1293	13,8	10,7	0,0166	1,7	0,7	-0,0559	-5,4	-4,9
Görögország	0,0570	5,9	3,9	0,0256	2,6	2,2	-0,0105	-1,0	-0,3
Hollandia	0,1239	13,2	11,8	0,0086	0,9	0,4	-0,0365	-3,6	-3,5
Írország	0,1002	10,5	3,8	0,0651	6,7	3,4	-0,0232	-2,3	-0,7
Izland	0,0757	7,9	8,5	0,0287	2,9	1,6	-0,0032	-0,3	-0,3
Lengyelország	0,0995	10,5	9,8	0,0677	7,0	5,3	-0,0172	-1,7	-0,8
Luxemburg	0,0951	10,0	9,2	0,0863	9,0	5,4	-0,0036	-0,4	-0,3
Magyarország	0,1286	13,7	8,2	0,0534	5,5	1,8	-0,0707	-6,8	-3,2
Nagy-Britannia	0,1466	15,8	4,0	0,0540	5,5	1,9	-0,0579	-5,6	-1,9
Németország	0,1157	12,3	11,2	0,0489	5,0	2,0	-0,0387	-3,8	-3,1
Norvégia	0,0773	8,0	12,8	0,0404	4,1	3,7	-0,0213	-2,1	-2,0
Portugália	0,1331	14,2	14,9	0,0484	5,0	2,9	-0,0080	-0,8	-0,4
Spanyolország	0,0838	8,7	7,9	0,0403	4,1	3,9	-0,0359	-3,5	-2,7
Svájc	0,0857	8,9	10,6	0,0286	2,9	1,7	-0,0287	-2,8	-2,8
Svédország	0,0764	7,9	18,2	0,0235	2,4	2,5	-0,0283	-2,8	-3,3
Szlovákia	0,0881	9,2	11,1	0,0511	5,2	2,4	-0,0100	-1,0	-0,7
Szlovénia	0,0952	10,0	4,5	-0,0187	-1,9	-0,3	-0,0974	-9,3	-2,7
Törökország	0,1095	11,6	6,6	0,0469	4,8	1,6	-0,0616	-6,0	-3,4
Ukrajna	0,0690	7,1	3,0	-0,0153	-1,5	-0,3	-0,1097	-10,4	-3,3
Együtt	0,1078	11,4	20,5	0,0441	4,5	7,6	-0,0414	-4,1	-7,1

F6. táblázat
Kereseti függvények iskolaivégzettség-együtthatói, Heckman-féle eljárás

Ország	Együttható	Százalék	z	λ	Wald-próba
Ausztria	0,0599	6,2	6,2	-0,4945	29,57
Belgium	0,0340	3,5	3,7	0,8542	122,19
Cseh Köztársaság	0,0689	7,1	8,2	-0,3219	10,35
Dánia	0,0446	4,6	5,4	0,0761	1,99
Észtország	0,0847	8,8	10,2	-0,2917	8,69
Finnország	0,0528	5,4	10,7	-0,0235	0,05
Franciaország	0,0730	7,6	7,3	0,7431	129,15
Görögország	0,0330	3,4	3,9	0,6838	26,25
Hollandia	0,0707	7,3	8,5	-0,1163	1,15
Írország	0,0646	6,7	6,2	-1,2730	53,86
Izland	0,0393	4,0	4,4	-0,1555	1,83
Lengyelország	0,0786	8,2	9,3	-0,0998	1,28
Luxemburg	0,0556	5,7	7,8	-0,6185	24,73
Magyarország	0,1182	12,5	7,7	-0,0861	0,39
Nagy-Britannia	0,0926	9,7	8,3	-1,1890	62,14
Németország	0,0732	7,6	9,9	-0,7141	69,82
Norvégia	0,0515	5,3	10,6	-0,3743	6,91
Portugália	0,0773	8,0	8,0	-0,0335	0,07
Spanyolország	0,0502	5,1	9,3	-0,0591	0,92
Svájc	0,0534	5,5	8,9	-0,4967	8,29
Svédország	0,0563	5,8	13,9	-0,1944	3,27
Szlovákia	0,0618	6,4	6,2	-0,3814	8,00
Szlovénia	0,0834	8,7	6,6	-1,2678	255,83
Törökország	0,0828	8,6	6,6	0,0002	0,00
Ukrajna	0,0822	8,6	4,7	-1,1833	105,94
Együtt	0,0695	7,2	21,4	-0,5230	16,63

A becslült egyenletek

Béregyenlet

Függő változó: a szokásos havi bruttó kereset természetes alapú logaritmus.

Magyarázó változók: nem, potenciális munkaerő-piaci gyakorlat és négyzete; az egyesített mintában kétértékű országváltozók (referencia: Ausztria).

Résztvételi egyenlet

Függő változó: foglalkoztatott.

Magyarázó változók: nem, kor, a kor négyzete, a gyermekek száma a családban, a gyermekek neme; az egyesített mintában kétértékű országváltozók (referencia: Ausztria).

Megjegyzés: Wald-próba nullhipotézis: az egyenletek függetlenek egymástól.

F7. táblázat
Kereseti függvények iskolaivégzettség-együtthatói, OLS

Ország	Együttható	Százalék	<i>t</i>	<i>R</i> ²
Ausztria	0,0593	6,1	6,2	0,330
Belgium	0,0288	2,9	2,2	0,103
Cseh Köztársaság	0,0685	7,1	7,7	0,275
Dánia	0,0444	4,5	5,4	0,063
Észtország	0,0848	8,9	10,1	0,254
Finnország	0,0529	5,4	10,8	0,334
Franciaország	0,0834	8,7	8,4	0,243
Görögország	0,0314	3,2	3,2	0,191
Hollandia	0,0700	7,2	8,5	0,320
Írország	0,0593	6,1	3,5	0,044
Izland	0,0387	3,9	4,4	0,317
Lengyelország	0,0796	8,3	9,4	0,218
Luxemburg	0,0587	6,0	7,8	0,224
Magyarország	0,1175	12,5	7,4	0,334
Nagy-Britannia	0,0948	9,9	6,0	0,167
Németország	0,0743	7,7	9,4	0,324
Norvégia	0,0518	5,3	10,4	0,247
Portugália	0,0772	8,0	9,1	0,394
Spanyolország	0,0503	5,2	9,2	0,237
Svájc	0,0551	5,7	9,3	0,358
Svédország	0,0550	5,7	15,1	0,347
Szlovákia	0,0598	6,2	5,5	0,240
Szlovénia	0,0790	8,2	4,2	0,063
Törökország	0,0833	8,7	7,1	0,279
Ukrajna	0,0687	7,1	3,5	0,035
Együtt	0,0701	7,3	22,3	0,757

A becült egyenlet

Függő változó: a szokásos havi bruttó kereset természetes alapú logaritmusa.

Magyarázó változók: nem, potenciális munkaerő-piaci gyakorlat és négyzete; az egyesített mintában kétértékű országváltozók (referencia: Ausztria).