

Galasi, Péter

**Working Paper**

## A túl- és az alulképzés bérhozama 25 országban

Budapest Working Papers on the Labour Market, No. BWP - 2008/6

**Provided in Cooperation with:**

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

*Suggested Citation:* Galasi, Péter (2008) : A túl- és az alulképzés bérhozama 25 országban, Budapest Working Papers on the Labour Market, No. BWP - 2008/6, ISBN 978-963-9796-20-1, Hungarian Academy of Sciences, Institute of Economics, Budapest

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/108437>

**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.*



MAGYAR TUDOMÁNYOS AKADÉMIA  
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI INTÉZET

---

**BUDAPESTI MUNKAGAZDASÁGTANI FÜZETEK**

**BWP – 2008/6**

# **A túl- és az alulképzés bérhozama 25 országban**

**GALASI PÉTER**

Budapest Working Papers On The Labour Market  
Budapest Munkagazdaságtani Füzetek  
BWP – 2008/6

Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet  
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék

Szerző:

Galasi Péter  
egyetemi tanár  
Budapesti Corvinus Egyetem, Emberi Erőforrások Tanszék  
1093 Budapest Fővám tér 8.  
E-mail: [emberi.eroforrasok@uni-corvinus.hu](mailto:emberi.eroforrasok@uni-corvinus.hu)

2008. június

ISBN 978 963 9796 20 1  
ISSN 1785 3788

Kiadja  
a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézete

# A túl- és az alulképzés bérhozama 25 országban

Galasi Péter

## Összefoglaló

A tanulmányban 25 európai ország, kétezres évek közepi állapotot tükröző, reprezentatív keresztmetszeti mintáin egyrészt a Duncan – Hoffman modellre támaszkodva megvizsgáljuk, hogy adatbázisunk milyen mértékben tükrözi az illeszkedés bérhozamával foglalkozó irodalom legfontosabb empirikus következtetéseit, másrészt - a Hartog - Oosterbeek által javasolt statisztikai próbák segítségével – azt elemezzük, hogy empirikus modellünk eredményei alapján mit mondhatunk az emberi tőke minceri alapmodelljének és a thurowi állásverseny modelljének érvényességéről. Az eredmények megerősítik a következő empirikus szabályosságokat: egy-egy osztálynyi megfigyelt iskolai végzettségből fakadó kereseti többlet alacsonyabb, mint a szükséges iskolai végzettség bérhozama; a túlképzés bérhozama pozitív, de alacsonyabb, mint a szükséges képzésből fakadó kereseti nyereség; az alulképzés bérhozama negatív és abszolút értéke alacsonyabb, mint egyosztálynyi szükséges képzés bérprémiuma; az alulképzés paraméterbecslése gyakran nem szignifikáns. A statisztikai próbák viszont az országok többségében cáfolják mind a minceri, mind a thurowi modell empirikus érvényességét.

**Tárgyszavak:** a munka és az iskolai végzettség illeszkedése, túlképzés, alulképzés, bérhozam, nemzetközi összehasonlítás

**Köszönetnyilvánítás:** A szerző köszönetet mond Róbert Péternek az adatbázissal és elérhetőségével kapcsolatos segítségéért.

# Returns to Overeducation and Undereducation for 25 Countries

Péter Galasi

## Summary

By making use of Duncan & Hoffman's empirical model, the economic returns to overeducation and undereducation are estimated using comparable microdata from the middle of the 2000s for 25 European countries. The estimates confirm some of the main results found in the literature. The wage premium to a year of attained education is smaller than that to required education. Returns to overeducation are positive but smaller than those to required education. Years of undereducation result in wage penalty but the absolute value of the negative returns are smaller than the extra wage due to a year of required education, and the estimated coefficients of undereducation are non-significant for many countries. The results also suggest that both the mincerian human capital model and Thurow's job competition model could be rejected.

JEL: J21, J23, J24, J31

Keywords: job-education matching, overeducation, undereducation, returns to over- and undereducation, international comparison

## BEVEZETÉS

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.<sup>1</sup> A 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 bérhozama is azonosítható, s ez által a munkaerőpiacon sűrűn megfigyelhető illeszkedési probléma bérhozatra gyakorolt hatásait is kezelhessük.<sup>2</sup>

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 irodalom legfontosabb empirikus eredményei, amelyeket Bauer (2002)<sup>3</sup> - Hartog (2000) nyomán – a következőkben foglaljuk össze: A. az elvégzett iskolai osztályok bérhozama általában alacsonyabb, mint a munka elvégzéséhez szükséges iskolai osztályok bérhozama; B. a túlképzés bérhozama pozitív, de többnyire alacsonyabb, mint a szükséges iskolai osztályok bérhozama; C. az alulképzés bérhozama rendszerint negatív, de abszolút értékben rendszerint alacsonyabb, mint akár a szükséges iskolai osztályok, akár a túlképzés bérhozama; D. a túlképzés bérhozama mindig szignifikánsan különbözik zérustól, ami nem mindig áll fenn az alulképzés bérhozamára nézve. Másodszor - a Hartog - Oosterbeek (1988) által javasolt statisztikai próbák segítségével - megvizsgáljuk, hogy az itt használt empirikus modell eredményei alapján mit mondhatunk az emberi tőke minceri alapmodelljének (Mincer 1974) és a Thurowi állásverseny (Thurow 1975) modelljének érvényességéről.

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

---

<sup>1</sup> 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)).

<sup>2</sup> 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.

<sup>3</sup> Hasonló következtetésekre jut Rubb 2003b.

## AZ EMPIRIKUS MODELL

Az elemzésben az irodalom egyik sztenderd empirikus modelljét, a Duncan - Hoffmann (1981) modellt használjuk, amely a megfigyelt iskolai végzettséget ( $S$ ) három tényezőre bontja: a munkahelyi követelmények által meghatározott (szükséges) iskolai végzettség ( $R$ ), a túlképzés mértéke ( $O$ ), az alulképzés mértéke ( $U$ ) - mindegyiket az elvégzett iskolai osztályok számával mérjük.

A felbontás:  $S = R + O - U$ . 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 bérhozama. Linearizált specifikáció esetén:

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

ahol  $w$  a kereset természetes alapú logaritmus,  $\alpha_R = \partial w / \partial R$ ,  $\alpha_O = \partial w / \partial O$ ,  $\alpha_U = \partial w / \partial U$  a háromfajta bérhozam. Elméletileg a bérhozamok sokféleképpen alakulhatnak. Egymáshoz viszonyított nagyságuk megmutatja, hogy a jobb és a rosszabb illeszkedés a munkaerőpiacon – keresetben mérve – mennyit ér.

Ha a bérhozamok a fent körvonalazott B. és C. empirikus sajátosságokat mutatják, akkor a rossz illeszkedés (túlképzett, illetve alulképzett munkavállalók) nem mond ellent az egzogén iskolai végzettség mellett keresetét maximalizáló munkavállaló feltevésének. A bérhozamok ekkor ugyanis a következőképpen alakulnak:  $\alpha_R > 0$ ,  $\alpha_O > 0$ ,  $\alpha_U < 0$ ,  $\alpha_R > \alpha_O$ ,  $\alpha_R > |\alpha_U|$  és  $\alpha_O > |\alpha_U|$ , tehát  $\alpha_R > \alpha_O > |\alpha_U|$ .

Tegyük fel, hogy a munkavállaló olyan munkát talál, amelyben túlképzett/alulképzett! Egyénünk mindkét esetben többlet keresetre tesz szert, mint ha az illeszkedés tökéletes volna, azaz ha a megfigyelt és a szükséges iskolai végzettség egyenlő lenne. Az  $S$  megfigyelt iskolai végzettséggel rendelkező túlképzett munkavállaló keresete tökéletes illeszkedés mellett  $\alpha_R S$ . Minthogy túlképzett, ezért keresete:

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

A bérhozamokra vonatkozó feltevés ( $\alpha_R > \alpha_O$ ) miatt:  $\alpha_R S < \alpha_R S + (\alpha_R - \alpha_O)O$ , a munkavállaló tehát túlképzettként magasabb jövedelemhez jut, mint amihez tökéletes illeszkedés esetén jutna. Az alulképzett munkavállaló keresete tökéletes illeszkedés esetén ugyancsak  $\alpha_R S$ . Alulképzettként azonban

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

keresetet ér el. Mivel  $\alpha_R > |\alpha_U|$ , ezért  $\alpha_R S < \alpha_R S + (\alpha_R - \alpha_U)U$ , azaz ebben az esetben is azt látjuk, hogy a rossz illeszkedés kereseti többletet eredményez.

A Hartog - Oosterbeek (1988) által javasolt - a bevezetőben már említett - eljárás a következő. Az emberi tőke alapmodelljének fontos (implicit) feltevése, hogy a munkahelyi követelmények nem befolyásolják az egyén keresetét, ebben az esetben tehát a három bérhozam-együtthatónak egyenlőnek kell lennie ( $\alpha_R = \alpha_O = |\alpha_U|$ ). Az állásverseny modelljében a bért nem befolyásolják a munkavállaló egyéni jellegzetességei, a keresetet a munkahely határtermelékenységi követelményei határozzák meg. Ennek következtében az  $\alpha_O = |\alpha_U|$  egyenlőségnek kell teljesülnie.

## ADATBÁZIS, VÁLTOZÓK, BECSLÉSI ELJÁRÁS

A becslésekben az ESS24 (*European Social Science Survey*, második kör) adataira<sup>5</sup> támaszkodunk, s 25 európai ország információit használjuk fel. Az országok közül 20 az Európai Unió,<sup>6</sup> kettő az Európai Gazdasági Térség tagja,<sup>7</sup> a további három ország: Svájc, Törökország és Ukrajna. Az egyes nemzeti felvételek kétezres évek közepi állapotot tükröznek.<sup>8</sup>

Az ESS - az LFS-hez hasonlóan - 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 zérus kereseti adattal rendelkező foglalkoztatottak) nagysága mintegy 13 500 fő. Az egyes országok kereseti becslésekben felhasznált mintáinak mérete 240 és 900 között szóródik,<sup>9</sup> ami – különösen a legalacsonyabb elemszámok mellett – negatívan befolyásolhatja a becslések pontosságát.

A kereseti változó a szokásos, bruttó (adózás előtti) havi bér (euroban). 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 (zárójelben az egyesített minta megfelelő kereseti adattal rendelkező személyeinek aránya szerepel): órabér (0,8%), napi bér (0,2%), heti bér (4,0%), kétheti bér (0,8%), négyheti bér (7,7%), naptári hónap bére (73,7%), éves bér (12,8%).

---

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

5 Az itt használt adatállomány a 2006.12.12.-én közre adott harmadik változat.

6 Ausztria, Belgium, Cseh Köztársaság, Németország, Dánia, Észtország, Spanyolország, Finnország, Franciaország, Nagy Britannia, Görögország, Magyarország, Írország, Luxemburg, Hollandia, Lengyelország, Portugália, Svédország, Szlovénia, Szlovákia.

7 Izland és Norvégia.

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



Minthogy a személyek durván háromnegyede esetében a kereseti információ naptári hónapra vonatkozik, logikusnak tűnik a havi kereset használata. Az órakeresettel és a napi bérrel rendelkező egyéneket kihagytuk, a többi béradatot pedig havi keresetté alakítottuk át.<sup>10</sup> Az egyesített minta átlagos keresője 1218 eurohoz jut (szórás: 3,53); a legalacsonyabb átlagos kereset Ukrajnában (47 euro), a legmagasabb pedig Dániában (3300 euro) figyelhető meg.<sup>11</sup>

Másik kulcsváltozónk az iskolai végzettség, amit a nappali tagozatos legmagasabb befejezett iskolai végzettséggel (években) mérünk.<sup>12</sup> 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 bérhozámat túlbecsüljük.

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.<sup>13</sup> Ezek közül a 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. az adott állásra jelentkező személynek szüksége van-e 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. Az utóbbi változó nem folytonos és felülről csonkolt.<sup>14</sup> 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.<sup>15</sup> A megfigyelt, a szükséges és a kötelező iskolai

---

9 A mintanagyságokról lásd F1. táblázat.

10 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.

11 A kereseti átlagok és szórások az F2. táblázatban találhatók.

12 Az iskolai végzettség változójának átlagait és szórásait lásd 2. táblázat.

13 lásd Hartog (2000), Green–McIntosh–Vignoles (1999), van der Velden–van Smoorenburg (1997), Borghans–de Grip (1999).

14 A változó a következőképpen van kódolva: 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.

15 Lásd F3. táblázat (<http://stats.uis.unesco.org/TableViewer/tableView.aspx?ReportId=210>).

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 (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 százaléki (Hollandia) terjedő értékeket vesz fel.

1. táblázat A szükséges iskolai végzettséggel rendelkezők, a túlképzettek és az alulképzettek aránya (%)

Ebben az adatbázisban az egyéb – önértékelésen alapuló – becslésekhez képest igen alacsony a szükséges iskolai végzettséggel rendelkezők, egyúttal igen magas a túlképzettek és alulképzettek aránya - különösen az utóbbi. 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 közöltekhöz – a legmagasabb érték 42 százalék. Az alulképzetteket tekintve viszont nem különböznek lényegesen Hartog (2000) adataitól: az alulképzettek legmagasabb mért aránya 20 százalék.

A fenti 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.

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

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<sup>16</sup> 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

---

<sup>16</sup> Ausztria, Cseh Köztársaság, Dánia, Észtország, Spanyolország, Finnország, Görögország, Írország, Lengyelország, Szlovákia

végzettséghez képest, Ausztriában azonban a megfelelő érték csupán 1,5, míg Hollandiában 3,9 év.

Az A. empirikus szabályosság tesztelésére kereseti egyenleteket becslünk, emellett a Duncan – Hofmann (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 kereseti egyenletekben magyarázó változó az iskolai végzettség, a túlképzés/alulképzés bérhozamát becslő egyenletekben pedig a szükséges, alul- és túlképzés változója. Ezekon kívül az összes egyenletben szerepel a nem ( $nő=1$ ), valamint a potenciális munkaerő-piaci gyakorlat és négyzete. Az egyesített mintán lefuttatott becslésekbe az országok kétértékű változóit is beillesztettük (referenciakategória: Ausztria). A függvényeket ols-sel<sup>17</sup> és Heckman (1979) szelekciós-korrektív becslőfüggvényével becsüljük.<sup>18</sup> Az eljáráshoz szükséges részvételi egyenletet az ILO definíció szerinti munkaképes korú népességre (15-74 évesek) probittal becsültük. A részvételi egyenletben szereplő magyarázó változók: a nem ( $nő=1$ ), az életkor, az életkor négyzete, az eltartott gyermekek száma a családban, valamint a gyermekek nemére ( $nő=1$ ) utaló kétértékű változók. A becslés során azt is ellenőrizzük, hogy a szelekciós torzítás feltevése helyes volt-e.

## EREDMÉNYEK

Az illeszkedés bérhozamának becslését tekintve a szelekciós torzítást kezelő és ols becslésének összevetésekor két kritérium vizsgálata tűnik megfontolandónak: 1. az egyenletek függetlenek-e egymástól, 2. az önszelekciót kezelő becslőfüggvénnyel (heckman-nal) és ols-sel becsült együtthatók különböznek-e egymástól. Ha az egyenletek függetlensége viszonylag kevés esetben igazolható, a két becslőfüggvénnyel becsült együtthatók pedig viszonylag sok esetben eltérőek, akkor célszerűnek tűnik a heckman becslőfüggvény használata. A szelekciós korrekciós változó ( $\lambda$ ) 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.<sup>19</sup> Tizenhét ország és az egyesített minta egyenletében az önszelekciót statisztikailag igazoltnak tekinthetjük. Továbbá, a kereseti függvényekhez képest az illeszkedés bérhozamának egyenleteiben a szelekciós torzítás kezelése érzékelhető hatást gyakorol a kereseti hozamokra. Összesen 78 illeszkedési együtthatót becsültünk a heckman

---

17 Noha az ols a probléma vizsgálatának még mindig gyakran használt becslőfüggvénye, számos hátránya miatt újabban mind több tanulmányban még keresztmetszeti mintákon is egyéb esztimátorokkal kísérleteznek. Ezek közül a két legfontosabb a kvantilis regresszió (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).

18 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).

19 A szelekciós korrekciós változók paraméterbecsléseit és az egyenletek függetlenségének próbáit lásd F4. táblázat.

esztimátorral. Ebből 27 paraméter becslése nem szignifikáns (0,05 szinten), 23 paraméter becslés értéke szignifikáns, de a kétféle (ols és heckman) becslőfüggvény által produkált együtttható-értékek között nincs számottevő különbség (a különbség kevesebb, mint 0,5 százalékpont), végül 28 esetben a heckman szignifikáns, és az ols-sel előállított paraméterbecslésekhez képest legalább 0,5 százalékpontos különbséget figyelhetünk meg. Tehát a heckmannal becslés 78 együtttható közül 51 paraméterbecslés szignifikáns, és ezek közül 28 esetben – a becslés együttthatók több, mint egyharmadában – a heckman az ols-hez viszonyítva érzékelhető bérhozam-különbséget produkál. Ezért a főszövegben a heckman becslőfüggvény eredményeit (az ols bérhozamokat pedig a függelékben, F5. táblázat) közöljük.

Az illeszkedési bérhozamok önszelektiót kezelő becsléseinek eredményei vegyesek, és a publikációs gyakorlat sem egyöntetű. Sloane - Battu - Seaman (1999) becsléseiben a szelektios korrekciós változó (lambda) paraméterbecslése nem szignifikáns, az egyenletek tehát egymástól függetlennek tekinthetők; a szerzők ugyanakkor csak az önszelektios becslőfüggvény együttthatóit közlik. Dolton - Vignoles (2000) felsőfokú végzettségű munkavállalókat elemző tanulmányukban a szelektios korrekciós eljárást csak nők esetében alkalmazzák (férfiakra csak ols-t, nőkre ols-t és heckman-t is becslnek). Arra a következtetésre jutnak, hogy bár vannak jelei a mintaszelektiónak, a bérhozamokra gyakorolt hatás elhanyagolható, ezért a mintaszelektios becslés eredményeit nem közlik. di Pietro – Urwin (2006) egyfelől megállapítják, hogy a szelektios korrekciós változó paraméterbecslése (lambda) minden egyes egyenletben szignifikáns, ami megerősíti a szelektios torzítás feltevését. Másfelől azt találják, hogy az ols-sel és a mintaszelektios feltevéssel becslés együttthatók nem különböznek szignifikánsan egymástól, ezért az ols eredményeit nem közlik.

A kereseti függvény szelektios torzítást kezelő (F6. táblázat) és ols (F7. táblázat) bérhozam-becslésének egybevetése alapján a következőket mondhatjuk. Noha a szelektios torzításnak és a bérhozam ols-sel történő felülbecslésének vannak jelei (a szelektios korrekciós változó – lambda – becslés együttthatójának előjele egyetlen ország kivételével negatív), azonban tíz országra nézve a heckman esztimátor két egyenlete függetlennek tekinthető (és a szelektios korrekciós változó paraméterbecslése nem szignifikáns). A többi egyenlet esetében ugyan a két egyenlet függetlensége elvethető és a paraméterbecslések értéke néhol alacsonyabb a heckman, mint az ols becslésben, de mindössze öt ország együtttható-becslésének az esetében találunk az ols és a heckman becslőfüggvény eredményei között legalább 0,5 százalékpontos különbséget, egyébként a becslés együttthatók értékei igen hasonlóak vagy azonosak.<sup>20</sup> A szükséges és az elvégzett iskolai osztályok bérhozamának összevetésekor a heckmant használjuk. A heckman-nal becslés egyenletekben az

---

<sup>20</sup> Hasonló eredményekre jutott korábban Dearden (1998).

iskolai végzettség együttthatójának becslése minden esetben legalább a 0,05 szinten szignifikáns és pozitív.

Az ezen az adatbázison becsült bérhozamok általában magasabbak, mint az ugyancsak igen sok országra (ols-sel) kereseti függvényeket becsülő 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 előttié, 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.

Nézzük meg most, hogy a fent vázolt négy empirikus sajátosság valóban megfigyelhető-e az adott mintákon! Az első állítás (A.) az, hogy a megfigyelt iskolai végzettség bérhozama általában alacsonyabb, mint a munka elvégzéséhez szükséges iskolai végzettség bérhozama, azaz egy-egy osztálynyi megfigyelt iskolai végzettség kisebb többletkeresetet nyújt, mint egy-egy osztálynyi szükséges iskolai végzettség. Ha ez így van, akkor adott (megfigyelt) iskolai végzettség mellett a jó illeszkedés emeli az elérhető keresetet, tehát bármely megfigyelt iskolai végzettség bérhozama nagyobb, ha az illeszkedés megfelelő. A bérhozamok becsült együttthatóit a 3. táblázatban tanulmányozhatjuk. Megjegyezzük még, hogy az összes paraméter becslése legalább 0,05 szinten szignifikáns.

### 3. táblázat A szükséges és a megfigyelt iskolai végzettség bérhozama (%)

A táblázat adatai arra utalnak, hogy az adott mintákon a szóban forgó empirikus sajátosság valóban fennáll. A szükséges iskolai végzettség bérhozamai az esetek döntő többségében (az egyesített mintában és 22 ország egyenletei esetében) nagyobbak, mint a megfigyelt iskolai végzettség bérhozamai. A szabályosság a Cseh Köztársaság, Szlovénia és Ukrajna esetében nem érvényesül. Az egyesített mintában a szükséges iskolai végzettség egy-egy osztálynyi növekedéséhez kapcsolódó többlet bér 2,5 százalékponttal nagyobb, mint a megfigyelt iskolai bérhozama. A releváns országok értékei 8,4 százalékpont (Portugália) és 1,0 százalékpont (Magyarország) között szóródnak.

### 4. táblázat Az illeszkedés bérhozamai

A második (B.) megállapítás az, hogy a túlképzés bérhozama pozitív, de többnyire alacsonyabb, mint a szükséges évek bérhozama. Az állítás mindét része mind az egyesített mintában, mind az egyes országokra nézve igazolódott. A túlképzés bérhozama minden esetben pozitív és minden esetben kisebb, mint az egy-egy osztálynyi szükséges képzéssel elérhető bérelőny. Az egyesített mintán mért átlagos különbség igen jelentős: 7 százalékpont, az egyes országokban megfigyelt legalacsonyabb érték 0,4 százalékpont (Cseh Köztársaság),

három országban (Franciaország, Hollandia, Nagy Britannia) viszont 10 százalékpontnál nagyobb eltérést is találunk.

A C. empirikus szabályosság szerint az alulképzés bérhozama rendszerint negatív, de abszolút értékben rendszerint alacsonyabb, mint akár a szükséges iskolai végzettség, akár a túlképzés bérhozama. A állítás három részből áll, s ezek nem azonos mértékben teljesülnek. Az alulképzés bérhozama túlnyomórészt negatív: az egyesített mintában és 23 országra nézve (kivételek: Írország és Szlovénia) látjuk ezt. Az alulképzés bérhozamának abszolút értéke minden egyes becsült együtthatóra nézve alacsonyabb, mint a szükséges végzettség bérhozama, a szabályosság második fele is teljesül tehát. Végül: az egyesített minta és 15 ország esetében az alulképzés abszolút értékének bérhozama nem alacsonyabb a túlképzés bérhozamánál, a várt szabályosság tehát 10 országra teljesül.<sup>21</sup>

A D. állítás: a túlképzés bérhozama mindig szignifikánsan különbözik zérustól, ugyanez nem mindig áll fenn az alulképzés bérhozamára nézve. Mintánkon a várt empirikus szabályosság első része nem teljesül, a második része viszont igen. A túlképzés bérhozamának becslése az egyesített mintában és 11 ország esetében 0,05 szinten, 3 ország esetében 0,1 szinten szignifikáns, 11 ország esetében nem szignifikáns. Az alulképzésre az egyesített mintában és további 11 országra kaptunk szignifikáns paramétert, 2 országban 0,1 szinten, további 12-re nem szignifikáns az becsült együttható.

Végül a Hartog - Oosterbeek (1988) által a Duncan-Hoffman (1981) modell bérhozam-együtthatóira javasolt statisztikai próbák segítségével megvizsgáljuk a három becsült bérhozam-együttható, valamint a túlképzés és az alulképzés paraméterbecsléseinek egyenlőségét. Ha a három együttható egyenlő, akkor némi joggal mondhatjuk, hogy mintáinkon a minceri emberi tőke modell empirikusan elfogadhatóan teljesít. Ha a túlképzés- és az alulképzés bérhozamainak egyenlősége fennáll, akkor némi empirikus muníciót kapunk az állásverseny-modell empirikus érvényességére. Az eredményeket az 5. táblázatban foglaltuk össze.

#### 5. táblázat A bérhozamok becsült együtthatóinak egyenlősége – a próbák eredményei

A táblázat első két oszlopa az emberi tőke modellre, a harmadik és a negyedik oszlopa pedig az állásverseny-modellre vonatkozó statisztikai próbák eredményeit tartalmazza. Az első esetben 3 ország (Írország, Szlovénia és Ukrajna) kivételével a becsült együtthatók egyenlőségét legalább 0,05-ös szinten elvethetjük, és ugyanez áll az egyesített mintára is. Hasonló a helyzet az állásverseny-modell esetében is: a túlképzés és az alulképzés bérhozamainak becsült együtthatói többnyire nem tekinthetők egyenlőnek. Hat olyan országot (Hollandia, Írország, Izland, Nagy Britannia, Szlovénia, Ukrajna) találunk, amelyekre nézve a szokásos szignifikanciaszinten nem utasíthatjuk el a paraméterek

---

<sup>21</sup> Belgium, Dánia, Finnország, Franciaország, Nagy Britannia, Magyarország, Hollandia, Svédország, Törökország, Ukrajna

egyenlőségét. Összefoglalóan: az adott mintákon egyik modell empirikus érvényességét sem sikerült meggyőzően igazolnunk.

Ez az eredmény nem különbözik lényegesen más szerzők hasonló próbálkozásaitól. Groot (1996) – ols becslés alapján – elveti mind a három együtttható emberi tőke modellből fakadó egyenlőségét, mind pedig az alternatív, az állásverseny modelljén alapuló hipotézist, a túl- és az alulképzés becsült együttthatóinak egyenlőségét. Bauer (2002) – egyesített ols, véletlen és rögzített hatású panelmodellre támaszkodva - férfiakra és nőkre külön-külön vizsgálja az együttthatókat. A férfiak esetében elveti, a nők esetében elfogadja emberi tőke modelljének érvényességét, az álláskeresési modellt pedig mindkét nemre nézve elveti.

## **ÖSSZEFOGLALÁS**

A tanulmányban 25 európai ország kétezres évek közepi állapotot tükröző, reprezentatív keresztmetszeti mintáin megvizsgáltuk az illeszkedés bérhozámmal foglalkozó irodalom legfontosabb empirikus eredményeinek teljesülését. A Duncan – Hoffman (1981) modellnek megfelelő empirikus specifikációt és Heckman (1979) szelekciós 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.

Az adott adatbázison is igazoltnak tekinthetjük a következő empirikus szabályosságokat:

az egy-egy osztálynyi megfigyelt iskolai végzettségből fakadó kereseti többlet alacsonyabb, mint a szükséges iskolai végzettség bérhozáma;

a túlképzés bérhozáma pozitív, de alacsonyabb, mint a szükséges képzésből fakadó kereseti nyereség;

az alulképzés bérhozáma negatív és abszolút értéke alacsonyabb, mint egyosztálynyi szükséges képzés bérprémiuma;

az alulképzés paraméterbecslése gyakran nem szignifikáns.

Két várt empirikus eredmény azonban csupán az országok egy részénél teljesül:

az alulképzés bérprémiumának abszolút értéke nagyjából az országok felében alacsonyabb, mint a túlképzés révén elérhető kereseti többlet;

a túlképzés bérhozámat tekintve az egyes országok egyenletei nagyjából fele-fele arányban produkálnak szignifikáns és nem szignifikáns paraméterbecsléseket.

A statisztikai próbák eredményei alapján azt mondhatjuk, hogy adatbázisunkon egyik modell érvényessége sem igazolható. Az emberi tőke modelljének megfelelő eredményeket mindössze három, az állásverseny modelljével egybevágó paraméterbecsléseket pedig hat ország esetében kaptunk.

## TÁBLÁZATOK

### 1. táblázat

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

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	13488			



**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
N	13488			13488		4443		7971	

*Túlképzettség, alulképzettség: a túlképzettekre és az alulképzettekre számítva.*

**A szükséges és a megfigyelt iskolai végzettség bérhozama (%)**

Ország	Szükséges iskolai végzettség	Megfigyelt
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 szelekciós eljárással becsült együtthatók.

Minden együttható-becslés legalább 0,05 szinten szignifikáns.

A megfigyelt iskolai végzettség bérhozámairól részletesebben lásd F6. táblázat.

A szükséges iskolai végzettség becsült paramétereit és szignifikanciáját lásd 4. táblázat.

## Az illeszkedés bérhozzamai

Ország	Szükséges képzés			Túlképzés			Alulképzés		
	Együttható	%	z	Együttható	%	z	Együttható	%	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

Heckman önszelektációs becslőfüggvénnyel becsülve

## A bérhozamok becsült együtthatóinak egyenlősége - a próbák eredményei

Ország	Mincer		Thurow	
	Chi2	P	Chi2	P
Ausztria	10,81	0,0045	3,94	0,0473
Belgium	18,88	0,0001	6,86	0,0088
Cseh Köztársaság	6,64	0,0362	6,64	0,0100
Dánia	21,10	0,0000	5,64	0,0176
Észtország	47,90	0,0000	5,22	0,0224
Finnország	74,06	0,0000	6,29	0,0121
Franciaország	127,83	0,0000	19,07	0,0000
Görögország	20,03	0,0000	20,02	0,0000
Hollandia	93,32	0,0000	3,27	0,0707
Írország	3,42	0,1805	0,23	0,6324
Izland	17,79	0,0001	2,16	0,1419
Lengyelország	12,47	0,0020	8,87	0,0029
Luxemburg	72,82	0,0000	41,23	0,0000
Magyarország	31,65	0,0000	12,39	0,0004
Nagy Britannia	16,87	0,0002	1,68	0,1943
Németország	50,84	0,0000	13,24	0,0003
Norvégia	23,03	0,0000	9,31	0,0023
Portugália	115,18	0,0000	19,93	0,0000
Spanyolország	70,87	0,0000	32,74	0,0000
Svájc	44,62	0,0000	10,22	0,0014
Svédország	82,19	0,0000	16,57	0,0000
Szlovákia	28,60	0,0000	5,86	0,0155
Szlovénia	5,33	0,0697	0,06	0,8022
Törökország	12,81	0,0017	5,78	0,0162
Ukrajna	3,81	0,1489	1,01	0,3142
Együtt	102,85	0,0000	25,41	0,0000

Null hipotézisek, Mincer:  $\alpha_R = \alpha_O = |\alpha_U|$  Thurow:  $\alpha_O = |\alpha_U|$

## FÜGGELÉK

*F1. táblázat*

### Mintanagyságok

Ország	Foglalkoztatottak
Ausztria	415
Belgium	519
Cseh Köztársaság	544
Dánia	672
Észtország	722
Finnország	787
Franciaország	641
Görögország	355
Hollandia	607
Írország	609
Izland	239
Lengyelország	481
Luxemburg	438
Magyarország	440
Nagy Britannia	601
Németország	688
Norvégia	910
Portugália	265
Spanyolország	418
Svájc	689
Svédország	923
Szlovákia	332
Szlovénia	433
Törökország	252
Ukrajna	508
Együtt	13488

**A havi keresetek átlaga és szórása (euro)**

Ország	Átlag	Szórás
Ausztria	1781	1,67
Belgium	2208	1,99
Cseh Köztársaság	429	1,52
Dánia	3316	2,26
Észtország	322	1,90
Finnország	2148	1,59
Franciaország	1834	2,20
Görögország	1252	1,75
Hollandia	2175	1,96
Írország	1773	2,75
Izland	3160	1,79
Lengyelország	359	1,78
Luxemburg	2423	1,96
Magyarország	447	1,73
Nagy Britannia	1683	2,85
Németország	1962	1,98
Norvégia	3084	1,79
Portugália	685	1,74
Spanyolország	1229	2,02
Svájc	3049	1,96
Svédország	2348	1,48
Szlovákia	327	1,59
Szlovénia	202	1,66
Törökország	738	2,00
Ukrajna	47	2,34
Együtt	1218	3,53
N	13488	

Havi, adózás előtti (bruttó), szokásos kereset

**Kötelező iskolai végzettség (2004)**

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

Forrás: UNESCO Institute for Statistics;

<http://stats.uis.unesco.org/TableViewer/tableView.aspx?ReportId=210>

**A szelekciós korrekciós változó (lambda) becsült paraméterei és az egyenletek függetlenségének próbái**

Ország	Lambda	Az egyenletek függetlenségének Wald próbái	
		chi2	p
Ausztria	-0,4280	16,98	0,0000
Belgium	0,8387	114,58	0,0000
Cseh Köztársaság	-0,3420	17,20	0,0000
Dánia	0,0462	0,80	0,3717
Észtország	-0,2841	8,30	0,0040
Finnország	-0,1531	2,35	0,1249
Franciaország	0,7208	165,27	0,0000
Görögország	0,7114	27,15	0,0000
Hollandia	-0,1032	1,23	0,2668
Írország	-1,2747	54,82	0,0000
Izland	-0,0711	0,39	0,5348
Lengyelország	-0,1567	4,25	0,0393
Luxemburg	-0,6226	38,88	0,0000
Magyarország	-0,0729	0,15	0,6991
Nagy Britannia	-1,1733	66,78	0,0000
Németország	-0,6850	72,20	0,0000
Norvégia	-0,3702	7,15	0,0075
Portugália	0,6588	138,73	0,0000
Spanyolország	-0,0638	1,47	0,2249
Svájc	-0,4404	6,96	0,0083
Svédország	-0,2141	9,50	0,0021
Szlovákia	-0,0152	0,02	0,8897
Szlovénia	-1,2595	370,83	0,0000
Törökország	-0,0576	0,17	0,6793
Ukrajna	-1,1964	98,56	0,0000
Együtt	-0,5627	26,95	0,0000

Wald teszt null hipotézis: az egyenletek függetlenek egymástól



## Az illeszkedés bérhozama, ols

Ország	Szükséges képzés			Túlképzés			Alulképzés		
	együttható	%	t	együttható	%	t	együttható	%	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

**Kereseti függvények iskolai-végzettség együtthatói, heckman**

Ország	Együttható	Százalék	z	Lambda	Wald teszt
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 becsült egyenlet:

Béregyenlet:

függő változó: a szokásos havi bruttó kereset természetes alapú logaritmus

magyarzó változók: nem, potenciális munkaerő-piaci gyakorlat és négyzete; az egyesített mintában ország dummyk (referencia: Ausztria)

Részvételi egyenlet:

függő változó: foglalkoztatott

magyarzó változók: nem, kor, a kor négyzete, a gyermekek száma a családban, a gyermekek neme; az egyesített mintában ország dummyk (referencia: Ausztria)

Wald teszt null hipotézis: az egyenletek függetlenek egymástól

**Kereseti függvények iskolai-végzettség együtthatói, ols**

Ország	Együttható	%	t	R2
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 ország dummyk (referencia: Ausztria)

## HIVATOZÁSOK

- Battu, H. – Belfield, C. R. – Sloane, P. J. (1999): Overeducation among Graduates: A cohort view. *Education Economics*, Vol.7, p. 21-38.
- Bauer, T. K. (2002): Educational mismatch and wages: a panel analysis. *Economics of Education Review*, Vol. 21, p. 221–229
- Borghans, L. – de Grip, A. (1999): Skills and low pay: upgrading or overeducation? ROA-Research Memorandum, 1999/5E
- Budría, S. - Moro-Egido, A. I. (2008): Education, educational mismatch, and wage inequality: Evidence for Spain. *Economics of Education Review*, Vol. 27, p. 232–341
- Chevalier, A. (2003): Measuring Over-education. *Economica*, Vol. 70, p. 509–531.
- Cohn, E. – Khan, S.P. (1995): The wage effects of overschooling revisited. *Labour Economics*, Vol. 2, p. 67–76.
- Cohn, E. – Ng, Y. C. (2000): Incidence and wage effects of overschooling and underschooling in Hong Kong. *Economics of Education Review*, Vol. 19, p. 159–168.
- 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, p. 169–178.
- Dearden, L. (1998): Ability, Families, Education and Earnings in Britain. Institute for Fiscal Studies Working Paper no.W98/14
- Dolton, P. – Silles, M. A. (2008): The effects of over-education on earnings in the graduate labour market. *Economics of Education Review*, Vol. 27, p. 125–139
- Dolton, P. – Vignoles, A. (2000): The incidence and effects of overeducation in the U.K. graduate labour market. *Economics of Education Review*, Vol. 19, p. 179–198.
- Duncan, G. J. - Hoffman, S. D. (1981): The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, Vol. 1, p. 75–86.
- 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, May 2007
- Green, F. – McIntosh, S. – Vignoles, A. (1999): ‘Overeducation’ and Skills – Clarifying the Concepts. Centre for Economic Performance, Discussion Paper No 435
- Groot, W. (1996): The incidence of, and returns to overeducation in the UK. *Applied Economics*, Vol. 28, p. 1345–1350.
- Groot, W. – Maassen van den Brink, H. (2000): Overeducation in the labor market: a meta-analysis. *Economics of Education Review*, Vol. 19, p. 149–158.
- Guironnet, J.-P. – Peypoch, N. (2007): Human capital allocation and overeducation: A measure of French productivity (1987, 1999). *Economic Modelling*, Vol. 24, p. 398–410.
- Hartog, J. (2000): Over-education and earnings: where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, Vol. 19, p.131–147.
- Hartog, J. - Oosterbeek, H. (1988): Education, allocation and earnings in the Netherlands: overschooling? *Economics of Education Review*, Vol. 7, p. 185–194.
- Heckman J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, Vol. 47, p. 153-161.
- 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. p. 521–531
- 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, p. 199–206.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. Columbia University Press, New York.
- Di Pietro, G. – Urwin, P. (2006) Education and skills mismatch in the Italian graduate labour market. *Applied Economics*, Vol. 38, p. 79–93
- Rubb, S. (2003a): Post-College Schooling, Overeducation, and Hourly Earnings in the United States. *Education Economics*, Vol. 11. p. 53–72.
- Rubb, S. (2003b): Overeducation in the labor market: a comment and reanalysis of a meta-analysis. *Economics of Education Review*, Vol. 22, p. 621–629.
- Rubb, S. (2006): Educational Mismatches and Earnings: Extensions of Occupational Mobility Theory and Evidence of Human Capital Depreciation. *Education Economics*, Vol. 14, p. 135–154
- Sloane, P. J. – Battu, H. – Seaman, P. T. (1999): Overeducation, undereducation and the British labour market. *Applied Economics*, Vol. 31, p. 1437–1453.
- Trostel, P. - Walker, I. – Woolley, P. (2002): Estimates of the economic return to schooling for 28 countries. *Labour Economics*, Vol. 9, p. 1 – 16.
- Thurow, L. C. (1975): *Generating inequality. Mechanisms of distribution in the U.S. economy*. Basic Books, New York
- Vahey, S. P. (2000): The great Canadian training robbery: evidence on the returns to educational mismatch. *Economics of Education Review* Vol. 19, p. 219–227.
- 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 Memo-randum 1997/2E

## A sorozat korábban megjelent kötetei

### 2006

- Köllő János: A napi ingázás feltételei és a helyi munkanélküliség Magyarországon. Újabb számítások és számpéldák. BWP 2006/1
- J. David Brown - John S. Earle - Vladimir Gimpelson - Rostislav Kapeliushnikov - Hartmut Lehmann - Álmos Telegdy - Irina Vantu - Ruxandra Visan - Alexandru Voicu: Nonstandard Forms and Measures of Employment and Unemployment in Transition: A Comparative Study of Estonia, Romania, and Russia. BWP 2006/2
- Balla Katalin – Köllő János – Simonovits András: Transzformációs sokk heterogén munkaerő-piacon. BWP 2006/3
- Júlia Varga: Why to Get a 2<sup>nd</sup> Diploma? Is it Life-Long Learning or the Outcome of State Intervention in Educational Choices?. BWP 2006/4
- Gábor Kertesi – Gábor Kézdi: Expected Long-Term Budgetary Benefits to Roma Education in Hungary. BWP 2006/5
- Kertesi Gábor – Kézdi Gábor: A hátrányos helyzetű és roma fiatalok eljuttatása az érettségéhez. Egy különösen nagy hosszú távú költségvetési nyereséget biztosító befektetés. BWP 2006/6
- János Köllő: Workplace Literacy Requirements and Unskilled Employment in East-Central and Western Europe. Evidence from the International Adult Literacy Survey (IALS). BWP 2006/7
- Kiss János Péter - Németh Nándor: Fejlettség és egyenlőtlenségek, Magyarország megyéinek és kistérségeinek esete. BWP 2006/8

### 2007

- Zsombor Cseres-Gergely: Inactivity in Hungary – the Persistent Effect of the Pension System. BWP 2007/1
- Szilvia Hámori: The effect of school starting age on academic performance in Hungary. BWP 2007/2
- Csité András – Németh Nándor: Az életminőség területi differenciái Magyarországon: a kistérségi szintű HDI becslési lehetőségei. BWP 2007/3

### 2008

- Galasi Péter – Nagy Gyula: A munkanélküli-jövedelemtámogatások célzása Magyarországon 2004-ben. BWP 2008/1
- Szilvia Hámori: Adult education in the European Union – with a focus on Hungary. BWP 2008/2
- Galasi Péter: A felsőfokú végzettségű munkavállalók munkaerő-piaci helyzete és foglalkozásuk-iskolai végzettségük illeszkedése BWP 2008/3
- Anna Lovász: Competition and the Gender Wage Gap: New Evidence from Linked Employer-Employee Data in Hungary, 1986-2003 BWP 2008/4
- Zsuzsa Blaskó: Does early maternal employment affect non-cognitive children outcomes? BWP 2008/5

---

**A Budapesti Munkagazdaságtani Füzetek** a Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézetében működő Munkapiaci Kutatások valamint a Budapesti Corvinus Egyetem Emberi Erőforrások Tanszékének közös kiadványa. A kiadványsorozat angol nyelvű füzetei **“Budapest Working Papers on the Labour Market”** címmel jelennek meg.

A kötetek letölthetők az MTA Közgazdaságtudományi Intézet honlapjáról:

**<http://www.econ.core.hu>**