

## A magyar lakosság átlagos iskolázottságának becslése, 1920–2006\*

---

**Földvári Péter,**

a Debreceni Egyetem Közgazdaságtudományi Karának adjunktusa

E-mail: peter.foldvari@econ.unideb.hu

**Bas van Leeuwen,**

a Warwicki Egyetem (Egyesült Királyság) kutatója

E-mail: bas.vanleeuwen1@gmail.com

A lakosság átlagos iskolázottsága (években kifejezve) jelentőségteljesebb indikátornak mutatkozik, mint az emberitőke-állomány proxy változója. A jelenleg elérhető adatbázisok hátránya, hogy a becslések csak bizonyos évekre elérhetők (általában minden ötödik vagy tizedik évre), és a források és módszerek sokszínűsége miatt az egyes országokra adott becslések összehasonlíthatósága is kérdéses. Ebben a tanulmányban a magyar lakosság átlagos iskolázottságát becsüljük meg az 1920 és 2006 közötti évekre, felhasználva a Központi Statisztikai Hivatal (KSH) egyéb iskolázottsággal kapcsolatos, valamint a népszámlálások adatait, a *Barro–Lee-féle* [2003] módszertan módosított változatával, amely az iskolázottság szintje és a halálózás közötti korreláció okozta torzítást is kiküszöböli.

TÁRGYSZÓ:

Iskolázottság.

Emberi tőke.

Idősorelemzés.

\* A szerzők köszönetüket fejezik ki *Hajdu Ottónak* a kéziratához fűzött értékes észrevételeiért és javaslataiért.

A növekedélmélet és az oktatás-gazdaságtan elmúlt évtizedekben lezajlott fejlődése, az empiria szerepének növekedése, az adatok és a kutatásokban felhasználható mutatók iránti kereslet növekedéséhez vezetett. A lakosság átlagos iskolázottságának mérésre jelenleg a leggyakrabban az átlagos iskolázottságot a formális oktatásban eltöltött évekkel közelítő (average years of education) változót használják. A nemzetközi összehasonlításokban és empirikus tanulmányokban használt becslések közül népszerűsége okán kiemelkednek Barro és Lee [1993, 1996, 2003] munkái, amelyeket később Fuente és Doménech [2000], illetve Cohen és Soto [2007] fejlesztett tovább. Az adatbázisok nyilvánvaló hátránya, hogy csak bizonyos évekre tartalmaznak adatokat, így keresztmetszeti- és panelelemzésekben felhasználhatók, de országspecifikus időszerelemzésre alkalmatlanok. Néhány országra vonatkozóan (Egyesült Államok, Japán, Spanyolország, Svédország, Portugália) már készültek éves idősorokat eredményező becslések is, amelyek általában az emberi tőke és a gazdasági fejlettség közötti kapcsolatot vizsgáló tanulmányok megszaporoedásához vezettek (Hayami–Ogasawara [1999], Lains [2003], Turner *et al.* [2007], Croix–Lindh–Malmberg [2008]).

Ebben a tanulmányban arra vállalkozunk, hogy a Barro és Lee által alkalmazott eljárást (lásd később) módosítva éves becsléseket adjunk a magyar lakosság átlagos iskolázottságára 1920 és 2006 között. Mint hamarosan megmutatjuk, az eredeti eljárásnak komoly hátránya, hogy a mortalitás és az iskolai végzettség közötti (általában ismeretlen) negatív irányú kapcsolat figyelmen kívül hagyása torzításhoz vezet. A módosítás így két szempontból is indokolt: egyrészt az eredeti módszert alkalmassá kell tenni éves becslések készítésére, másrészt a torzítást is korrigálni szükséges, amely az eljárás munkaigényességének növekedésével jár együtt.

A tanulmányban röviden áttekintjük az években kifejezett átlagos iskolázottság becslésére alkalmazott módszereket, amelyet a TÁRKI Magyar Háztartási Paneléből végzett becslések és a magyarországi népszámlálások alapján végzett benchmark-becslések összevetése követ. Bemutatjuk továbbá a Barro–Lee-módszer javasolt változtatásait, és közöljük az eredményeket.

## 1. Az években kifejezett átlagos iskolázottság becslésének módszerei

Az emberi tőke mérésének technikáit áttekintő cikkében Wössman [2003] az években kifejezett átlagos iskolázottság becslésének három altípusát különbözteti meg. Az elsőt Lau *et al.* [1991], Nehru *et al.* [1995] és Godo [2001] alkalmazta,

amely a PIM- (Perpetual Inventory Method – folyamatos számbavétel) eljárás alapul. Ennek lényege, hogy ha megfelelő hosszúságú és minőségű beiskolázási adatok állnak rendelkezésre, akkor az évisméltési, halálozási és kiesési arányok ismeretében lehetséges tetszőlegesen hosszú átlagos iskolázottsági idősort készíteni. Természetesen a legtöbb esetben a szükséges adatok nem állnak rendelkezésre, így a szakirodalomban különböző alternatívák jelentek meg a hiányzó információk pótlására.

A becslés második altípusát a projekciós technikák alkotják, azaz a már ismert benchmarkévekre vonatkozó becsléseket valamilyen regressziós technikával próbálják meg interpolálni, például a beiskolázási ráták és az iskolázottság közötti kapcsolatot állandóságának feltételezésével (*Kyriacou* [1991]). A harmadik technika elsősorban *Barro–Lee* [1993, 1996, 2003] nevéhez fűződik. A módszer alapját a népszámlálásból és a reprezentatív felmérésekből származó benchmarkbecslések alkotják, amelyek általában csak minden tizedik esztendőben állnak rendelkezésre. Barro és Lee a megfigyelések számát úgy duplázza meg, hogy a rendelkezésre álló becslésből kiindulva PIM-eljárással, a beiskolázási adatok felhasználásával becsli az öt évvel későbbi átlagos iskolázottságot (azaz előrebecsül).

A Barro–Lee-eljárást számos kritika érte. *Fuente és Domenech* [2000], illetve *Cohen és Soto* [2007] elsősorban a felhasznált adatok minőségét kritizálja, és ennek megfelelően a Barro–Lee-adatokat revideálva készített megbízhatóbb becsléseket. A másik bírálatot *Portela–Alessie–Teulings* [2004] fogalmazza meg, akik kifogásolják, hogy a Barro–Lee-módszer implicit módon feltételezi a halandóság és az iskolai végzettség közötti függetlenséget, noha ez nyilvánvalóan nem igaz. Különösen komoly probléma ennek a kapcsolatnak a figyelmen kívül hagyása olyan társadalmak esetében, ahol a népesség iskolázottsága dinamikusan növekszik, hiszen a jobban képzett fiatalok magasabb túlélési valószínűsége miatt a népesség átlagos iskolázottsága gyorsabban növekszik, mint ahogy azt csupán a beiskolázási adatok alapján gondolnánk. *Portela–Alessie–Teulings* [2004] gondolatmenetét követve arra következtetésre jutunk, hogy amikor Barro és Lee a meglévő adatokból kiindulva becsli az öt évvel későbbi átlagos iskolázottságot, akkor módszerük alulbecsli a valódi iskolázottságot. Ehhez hasonlóan, ha valaki visszafelé próbálná becsülni az öt évvel korábbi iskolázottságot, akkor a módszer felfelé torzítana. Erre a problémára a későbbiekben kínálunk megoldást, előbb azonban érdemes áttekinteni a rendelkezésre álló benchmarkbecsléseket.

## 2. Benchmarkbecslések

A legmegbízhatóbb információkat a népszámlálások adatai adják, amelyek közül számos elérhető a KSH népszámlálási honlapján: (<http://www.nepszamlalas.hu/>). Ezekből kiindulva pontos képet kaphatunk a magyar lakosság átlagos iskolázottságáról a népszámlálások időpontjában (1920, 1930, 1941, 1949, 1960, 1970, 1980, 1990,

2001) korcsoportok szerint, továbbá felhasználtuk a Népesedéspolitikai Kormánybizottság Titkárságának honlapjáról (<http://www.nepinfo.hu>) a 2006-ra vonatkozó becsléseket is.

Mivel ezekből az adatokból csak az derül ki, hogy a lakosságból hányan rendelkeznek egy bizonyos fokú végzettséggel, az oktatással eltöltött évekre vonatkozó becslésünkhöz minden oktatási szinthez időtartamot kell rendelnünk. Az alapfokú oktatás hosszára vonatkozó feltevéseink nagymértékben befolyásolhatják a becsléseket, így két különböző becslést is készítettünk. Az első változatban feltesszük, hogy az alapfokú oktatás hossza egységesen nyolc esztendő volt, függetlenül az időszaktól. Bár ez nyilvánvalóan nem igaz, mégis kénytelenek voltunk ebből kiindulni, ugyanis a népszámlálások adatait tartalmazó táblázatokban az 1941 előtti időszakban is a „Legalább általános iskola 8. évfolyam” kategória szerepel, ami ismerve a magyar közoktatás történetét, kissé anakronisztikus.

Készítettünk egy második becslést is (2. változat), amely azon a feltevésen alapul, hogy az alapfokú oktatás 1940-ig hat évig tartott, majd a nyolcosztályos népiskola és később az általános iskola bevezetésével nyolc évre emelkedett. Mivel ez a lakosságban csak fokozatosan jelent meg, így a becsléseink elkészítésekor azt tettük fel, hogy az átlagos, alapfokú oktatással eltöltött idő az 1940-es hat esztendőről fokozatosan növekszik és a nyolc évet 1990-ben éri el.

1. táblázat

*A magyar lakosság években kifejezett átlagos iskolázottsága  
a népszámlálások alapján*

Év	Saját becslés (1. változat)	Saját becslés (2. változat)	Barro–Lee [2003]	Cohen–Soto [2007]
			becslése	
1920	5,20	4,45	..	..
1930	6,17	5,27	..	..
1941	6,89	5,79	..	..
1949	7,75	6,60	..	..
1960	8,51	7,46	6,65	7,43
1970	8,96	8,10	7,90	8,05
1980	9,30	8,88	8,81	8,83
1990	9,45	9,45	8,71	9,50
2001	10,64	10,64	8,81*	10,16*

\* 2000. év.

Az 1. táblázatban a saját becsléseinket összehasonlítva a *Barro–Lee* [2003] és a *Cohen–Soto* [2007] által adott becslésekkel, arra a következtetésre jutunk, hogy a 2.

változat rendkívül közel esik a Cohen–Soto-féle becslésekhez. Ez utóbbiakat a szakirodalom jobb forrásai miatt preferálja a Barro–Lee-becslésekkel szemben, így a saját becsléseink közül a 2. változatot használjuk a továbbiakban.<sup>1</sup>

Alternatívaként, elméletileg, felhasználhatjuk benchmarkbecslésekre a különböző háztartás-felméréseket is, amelyeket érdemes összevetni a népszámlálásokból nyert adatokkal. A TÁRKI kilencvenes években lefolytatott Magyar Háztartás Panel (1992–1997) vizsgálatát felhasználva megbecsültük a lakosság átlagos iskolázottságát. A felméréshez használt egyéni kérdőívén egy kérdés vonatkozott a válaszadó iskolai végzettségére amelyet a következő kategóriákkal ragadtak meg: „nem járt iskolába”, „1–3 osztály”, „4–5 osztály”, „6–7 osztály”, „8 osztály”, „szakmunkásképző”, „befejezett középiskola”, „befejezett főiskola, technikum”, „befejezett egyetem”. Ezekhez a kategóriákhoz sorrendben a következő időtartamokat rendeltük (években kifejezve): 0; 2; 4,5; 6,5; 8; 11; 12; 14; és 17 év. Az átlagos iskolázottságot, illetve a sokasági átlagra vonatkozó intervallumbecslést a 2. táblázatban mutatjuk be.

2. táblázat

*A magyar lakosság átlagos iskolázottsága, években kifejezve,  
a TÁRKI Magyar Háztartás Panel vizsgálatának adataiból becslve*

Év	Megfigyelések száma	Átlagos iskolázottság	Szórás	Konfidenciaintervallum (95%)
1992	4207	10,15	3,36	10,07 – 10,23
1993	5359	10,24	2,99	10,16 – 10,32
1994	4976	10,19	3,04	10,11 – 10,28
1995	4397	10,27	3,04	10,18 – 10,36
1996	3859	10,37	2,98	10,27 – 10,46
1997	3037	10,36	2,98	10,26 – 10,47

A legfeltűnőbb eredményünk, hogy ugyan a háztartásfelmérésekből származó becslések nagyságrendileg közel esnek a népszámlálásokból becsült benchmark-értékekhez, általában valamivel magasabbak, mint ahogy a népszámlálásokból (1990 és 2001) származott adatokból sejtenénk egy egyszerű lineáris vagy konstans növekedési rátájú trendet feltéve (bár eltérésük a várt trendtől nem olyan nagy, hogy az általuk sugallt képet teljesen irreálisnak tartsuk). Mindenesetre még erre az eltérésre

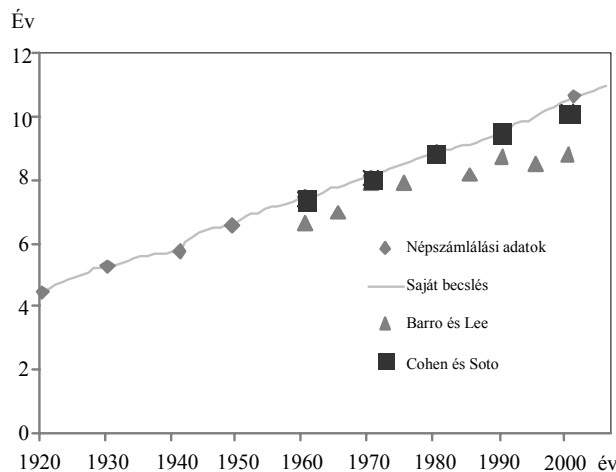
<sup>1</sup> A Cohen–Soto-módszer [2007] elsősorban abban lép túl a Barro–Lee-módszeren, hogy felhasználja a lakosság iskolai végzettségéről korcsoportonkénti bontásban elérhető adatokat (OECD, UNESCO és nemzeti népszámlálási adatokra alapozva). Az egyes, 5 év hosszúságú korcsoportokra 1960 és 2000 között tízéves intervallumokban kiszámolják az átlagos iskolázottságot években kifejezve, majd a korcsoportoknak a 15 évesnél idősebb lakosságon belüli arányával súlyozva jutnak el az országos átlagig.

is magyarázat lehet a válaszadási hajlandóság és az iskolázottság közötti összefüggés: a magasabban iskolázottak feltehetően nagyobb valószínűséggel adtak választ a feltett kérdésre, mint a kevésbé iskolázottak.

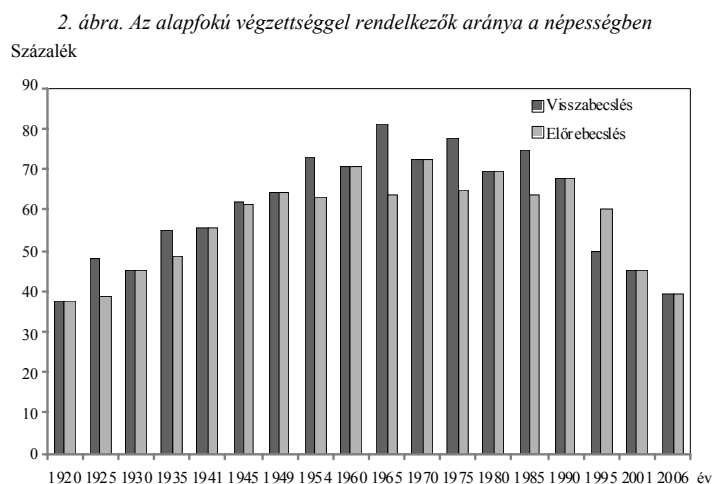
### 3. Éves becslések

A Barro–Lee-módszert két okból is szükséges módosítanunk: egyrészt a módszer eredetileg nem éves becslésekre szolgált, másrészt mivel az iskolai végzettség és a mortalitás közötti kapcsolatot nem ismerjük, akár előre-, akár visszabecslésre használjuk a módszert, az iskolázottságot alul-, illetve felülbecsli. Ez látható az 1. ábrán is, ahol a saját becslésű idősort, illetve a Barro–Lee- és Cohen–Soto-féle becsléseket ábrázoltuk: a Barro–Lee-féle 1985 és 1995-re vonatkozó becslések minden esetben alacsonyabbak, mint az 1980-as és 1990-es adatok. Ez olyan képet sugall, mintha az iskolázottság átmenetileg csökkent majd újból növekedésnek indult volna, ami – tekintve az iskolai végzettségre általában jellemző alacsony volatilitást – nem valószínű.

1. ábra. Az iskolázottság (2. változat) években kifejezve



Ugyanez a jelenség figyelhető meg a 2. ábrán is, ahol az alapfokú iskolai végzettséggel rendelkezők népességen belüli arányára vonatkozó becsléseket közöljük (a magasabb végzettségi szintek esetén hasonló tendencia figyelhető meg, így ezek közül eltekintünk). Az ábrán megfigyelhető, hogy az ugyanarra az évre vonatkozó előre- és visszabecslés eltérő eredményekhez vezet, az előbbi alul-, az utóbbi pedig a valós érték túlbecsléséhez vezet.



*Megjegyzés.* Előrebecslés és visszabecslés alatt azt értjük, hogy egy adott időpontban rendelkezésre álló adatokból kiindulva egy későbbi (korábbi) időpontban érvényes iskolázottságot becslünk meg. A népszámlálások éveiben (1920, 1930, 1941, 1949, 1960, 1970, 1980, 1990, 2001) és 2006-ra ismerjük a pontos adatokat. A közbeeső esztendőkre a Barro–Lee-módszert használtuk mind az előre-, mind visszabecslésre. Az eltérés a kétféle becslés között a halandóság és az iskolai végzettség közötti, figyelmen kívül hagyott, statisztikai kapcsolatból eredő torzításnak tulajdonítható

A probléma megoldására egy egyszerű módszert javasolunk. Kiindulópontunk a *Barro–Lee-féle* [2003] PIM becslési módszer, évenkénti becslésekre átírva:

$$h_{0,t} = H_{0,t}/L_t = h_{0,t-i} \left[ 1 - \left( (L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t) \right) \right] + \left( (L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t) \right) \cdot (1 - ALAP_{t-i}),$$

$$h_{1,t} = H_{1,t}/L_t = h_{1,t-i} \left[ 1 - \left( (L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t) \right) \right] + \left( (L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t) \right) \cdot (ALAP_{t-i} - KÖZ_t),$$

$$h_{2,t} = H_{2,t}/L_t = h_{2,t-i} \left[ 1 - \left( (L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t) \right) \right] + \left( (L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t) \right) \cdot KÖZ_t - \left( (L20_t \cdot i) / (5 \cdot L_t) \right) \cdot FELS_t,$$

$$h_{3,t} = H_{3,t}/L_t = h_{3,t-i} \left[ 1 - \left( (L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t) \right) \right] + \left( (L20_t \cdot i) / (5 \cdot L_t) \right) \cdot FELS_t,$$

ahol  $h$  az adott iskolai végzettséggel (0=iskolázatlan, 1=alacsony, 2=középfok, 3=felsőfok) rendelkezők aránya a 15 évnél idősebb népességben.  $H$  az adott végzettséggel rendelkezők száma,  $i$  az előrebecslés lépésszáma (azaz ha a  $t$  időpontban ismert adatok alapján az öt évvel későbbi iskolázottságot becsljük,  $i=5$ , ami az eredeti Barro–Lee-formulához vezet).  $L$  a 15 évnél idősebb népesség,  $L15$  a 15–19 éves korosztályba tartozók száma,  $L20$  a 20–24 éves korosztályba tartozók száma,  $ALAP$ ,  $KÖZ$ ,  $FELS$  pedig az alap-, közép- és felsőfokú tanintézményekbe való beiskolázási rátákat jelölik.

Ezek a képletek, összetettségük ellenére, egyszerű alapelven nyugszanak: az első egyenlet azt fejezi ki, hogy a  $t$  időpontban az iskolázatlanok aránya a 15 évnél idősebb népességben egyenlő az alapfokú oktatásba  $i$  évvel ezelőtt be nem iskolázottaknak ( $1 - ALAP_{t-i}$ ) a jelenlegi 15 évnél idősebb lakosságon belüli arányával, plusz azoknak a már  $i$  évvel ezelőtt is iskolázatlanoknak a 15 éven felüli lakosságon belüli arányával, akik az utóbbi  $i$  esztendő túléltek. Az  $1 - (L15_t / L_t)$  kifejezés ugyanis egyfajta túlélési rátaként értelmezhető, ami mortalitásra felírható  $(L15_t + L_{t-i} - L_t) / L_{t-i}$  képlet egyszerűsítéséből adódik (a részletekért lásd Barro–Lee [2003]). A magasabb iskolai végzettséghez tartozó formulák is hasonlóan értelmezhetők: az  $i$  időszakokkal korábbi végzettségi arányt korrigálják a mortalitással, és ehhez adódik hozzá az  $i$  időszakokkal korábban az adott iskolai szintre történt beiskolázások hatása.

A bemutatott képletek azonban előrebecslésre szolgálnak, így, mint láttuk, a valós iskolázottságot alulbecslik. A javasolt megoldás első lépése, hogy ezt a formulát átírjuk visszabecslésre alkalmas módon (ahol  $i$  most a visszabecslés lépésszáma):

$$h_{0,t-i} = \frac{h_{0,t} - ((L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t)) \cdot (1 - ALAP_{t-i})}{1 - ((L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t))},$$

$$h_{1,t-i} = \frac{h_{1,t} - ((L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t)) \cdot (ALAP_{t-i} - KÖZ_t)}{1 - ((L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t))},$$

$$h_{2,t-i} = \frac{h_{2,t} - ((L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t)) \cdot KÖZ_t + ((L20_t \cdot i) / (5 \cdot L_t)) \cdot FELSt}{1 - ((L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t))},$$

$$h_{3,t-i} = \frac{h_{3,t} - ((L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t)) \cdot FELSt}{1 - ((L15_t \cdot i) / (5 \cdot L_t))}.$$

Ezután mindkét módszerrel megbecsüljük az egyes évekre vonatkozó átlagos iskolázottságot. Mivel körülbelül minden tízedik esztendőre vannak népszámlálásból származó adataink, első lépésben a közbeeső, azaz 5-re végződő évekre végezzük el a becslést, majd azok átlagát vesszük. Ez a mortalitás és az iskolázottság közötti összefüggésből eredő torzítást (illetve az évismértélekből és a lemorzsolódásból eredő) hivatott korrigálni, hiszen a torzítás mértéke az előre- és visszabecslés esetében közelítőleg azonos mértékű lehet, ellentétes előjellel. Bár elismerjük, hogy ez is csak egy feltételezés, hiszen a torzítás mértékét analitikusan nem vezettük le, de jóval kevésbé tűnik túlzónak, mint az eredeti módszerhez kapcsolódó implicit feltevés a mortalitás és az iskolázottság közötti zérus korrelációról.

Miután elvégeztük a becsléseket az 5-re végződő évekre vonatkozóan, a módszert alkalmazhatjuk a további közbeeső évekre is (így például az 1960-ra és 1965-ra vonatkozó becslésekből az 1967-es értéket ezzel az eljárással meg tudjuk becsülni). Az egyetlen szabály, amelyet feltétlenül be kell tartanunk, hogy a becsülni kívánt év a vissza- és előrebecslésre használt két ismert megfigyeléstől egyforma távolságra legyen. Az így kapott éves becsléseket a 3. táblázatban közöljük, illetve ezek láthatók az 1. ábrán is. Megfigyelhetjük, hogy a Barro–Lee-módszerre jellemző, kevésbé hihető ingadozások a korrigált idősorban már nem jelennek meg.

3. táblázat

*A magyarországi lakosság becslött átlagos iskolázottsága, években kifejezve, éves idősor, 1920–2006*

Év	Átlagos iskolázottság	Év	Átlagos iskolázottság	Év	Átlagos iskolázottság
1920	4,45	1951	6,83	1982	8,96
1921	4,57	1952	6,94	1983	9,00
1922	4,70	1953	6,96	1984	9,08
1923	4,81	1954	7,07	1985	9,12
1924	4,85	1955	7,15	1986	9,19
1925	4,93	1956	7,18	1987	9,26
1926	5,02	1957	7,24	1988	9,32
1927	5,11	1958	7,33	1989	9,40
1928	5,19	1959	7,37	1990	9,45
1929	5,19	1960	7,46	1991	9,60
1930	5,27	1961	7,49	1992	9,74
1931	5,34	1962	7,54	1993	9,88
1932	5,41	1963	7,61	1994	9,89
1933	5,48	1964	7,72	1995	10,02
1934	5,53	1965	7,79	1996	10,15
1935	5,60	1966	7,87	1997	10,19
1936	5,62	1967	7,93	1998	10,31
1937	5,66	1968	7,99	1999	10,45
1938	5,66	1969	8,07	2000	10,51
1939	5,68	1970	8,10	2001	10,64
1940	5,72	1971	8,19	2002	10,71
1941	5,79	1972	8,28	2003	10,78
1942	6,01	1973	8,35	2004	10,84
1943	6,20	1974	8,42	2005	10,91
1944	6,34	1975	8,50	2006	10,95
1945	6,43	1976	8,59		
1946	6,47	1977	8,67		
1947	6,51	1978	8,74		
1948	6,55	1979	8,81		
1949	6,60	1980	8,88		
1950	6,71	1981	8,92		

\*

Munkánkban a Barro–Lee-féle módszertan módosításával – felhasználva a népszámlálások adatait – megbecsültük a magyar népesség években kifejezett átlagos iskolázottságát az 1920 és 2006 közötti időszakban.

Célunk kettős volt: egyrészt megkíséreltük a Barro–Lee-eljárást úgy módosítani, hogy a halandóság és az iskolázottság közötti ismeretlen, de feltételezhetően szignifikáns kapcsolat okozta torzítást korrigáljuk, másrészt képet akartunk adni a magyar lakosság emberitőke-állományának alakulásáról olyan módon, hogy azok akár időszorelemzésben is felhasználhatók legyenek.

Eredményeinkben nem tükröződnek azok a valószerűtlen fluktuációk, amelyek az eredeti Barro–Lee-eljárással készített eredményekben figyelhetők meg, és egybevágnak a megbízható adatforrásokon alapuló Cohen–Soto-féle [2007] becslésekkel.

## Irodalom

- BARRO, R. W. – LEE, J.-W. [1993]: International comparisons of educational attainment. *Journal of Monetary Economics*. 32. évf. 3. sz. 363–394. old.
- BARRO, R. W. – LEE, J.-W. [1996]: International measures of schooling years and schooling quality. *American Economic Review*. 86. évf. 2. sz. 218–223. old.
- BARRO, R. W. – LEE, J.-W. [2003]: International data on educational attainment: Updates and implications. *Oxford Economic Papers*. 53. évf. 3. sz. 541–563. old.
- COHEN, D. – SOTO, M. [2007]: Growth and human capital: Good data, good results. *Journal of Economic Growth*. 12. évf. 1. sz. 51–76. old.
- CROIX, D. DE LA – LINDH, T. – MALMBERG, B. [2008]: Swedish economic growth and education since 1800. *Canadian Journal of Economics*. 41. évf. 1. sz. 166–185. old.
- FUENTE, A. DE LA – DOMÉNECH, R. [2000]: Human capital in growth regressions: How much difference does data quality make? *OECD Economics Department*. 262. sz. 2–68. old.
- GODO, Y. [2001]: *Estimation of average years of schooling by levels of education for Japan and the United States, 1890–1990*. Meiji Gakuin University. (Munkaanyag.)
- HAYAMI, Y. – OGASAWARA, J. [1999]: Changes in the sources of modern economic growth: Japan compared with the United States. *Journal of the Japanese and International Economies*. 13. évf. 1. sz. 1–21. old.
- KYRIACOU, G. A. [1991]: *Level and growth effects of human capital: A cross-country study of the convergence hypothesis*. Economic Research Reports. 19–26, C.V. Starr Center for Applied Economics. New York University, New York.
- LAINS, P. [2003]: Catching up to the European core: Portuguese economic growth, 1910–1990. *Explorations in Economic History*. 40. évf. 4. sz. 369–386. old.
- LAU, L. J. – JAMISON, D. T. – LOUAT, F. F. [1991]: *Education and Productivity in Developing Countries: An Aggregate Production Function Approach*. World Bank PRE Working Paper Series 612. Washington D.C.

- NEHRU, V. – SWANSON, E. – DUBEY, A. [1995]: A new database on human capital stock in developing and industrial countries: Sources, methodology, and results. *Journal of Development Economics*. 46. évf. 2. sz. 379–401. old.
- PORTELA, M. – ALESSIE, R. – TEULINGS, C. [2004]: *Measurement error in education and growth regressions*. Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2004-040/3. Amszterdam.
- TURNER, C. ET. AL. [2007]: Education and income of the states of the United States: 1840–2000. *Journal of Economic Growth*. 12. évf. 2. sz. 101–158. old.
- WÖSSMANN, L. [2003]: Specifying Human Capital. *Journal of Economic Surveys*. 17. évf. 3. sz. 239–270. old.

## Summary

The average years of education have become an important proxy of human capital endowment. A disadvantage of the currently available estimates is that they are available for certain benchmark years only (every fifth or tenth year), and due to the heterogeneity of the methods and data sources, even the comparability of the different estimates can be questioned. In this paper we estimate the average years of education for Hungary between 1920 and 2006, based on data from the HCSO and population censuses, applying a modified version of the *Barro–Lee* [2003] method in order to take care of the bias resulted from the correlation between mortality and educational attainment.