

Földvári Péter és Bas van Leeuwen\*

## **A magyar lakosság átlagos iskolázottságának becslése, 1920-2006**

A lakosság átlagos iskolázottsága (években kifejezve), egyre nagyobb jelentőségre tesz szert, mint az emberi tőke állomány proxy változója. A jelenleg elérhető adatbázisok hátránya, hogy a becslések csak bizonyos évekre elérhetőek (általában minden ötödik vagy tízedik évre), és a források és módszerek sokszínűsége miatt az egyes országokra adott becslések összehasonlíthatósága is kérdéses. Ebben a tanulmányban a magyar lakosság átlagos iskolázottságát becsljük meg az 1920 és 2006 közötti évekre, felhasználva a KSH és a népszámlálások adatait, a Barro-Lee [2003] féle módszertan módosított változatával, amely az iskolázottság szintje és a halálozás közötti korreláció okozta torzítást is kiküszöböli.

## **Estimation of the average years of education in Hungary, 1920-2001**

### Abstract

The average years of education has 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 HCSB 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.

Tárgyszó: iskolázottság, emberi tőke, oktatás, idősor

Keywords: schooling, human capital, education, time-series

---

\* Földvári Péter a Debreceni Egyetem Közgazdaságtudományi Karának oktatója, e-mail: peter.foldvari@econ.unideb.hu, Bas van Leeuwen a Warwicki Egyetem (Egyesült Királyság) kutatója, e-mail: bas.vanleeuwen1@googlemail.com A szerzők köszönetüket fejezik ki Hajdu Ottónak a kéziratához fűzött értékes észrevételeiért és javaslataiért.

## 1. Bevezetés

A növekedésmélelet 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 angolul „average years of education”-nak nevezett változót használják. A nemzetközi összehasonlításokban és empirikus tanulmányokban használt becslések közül népszerűsége okán kiemelkednek Barro és Lee [1993, 1996, 2003] munkái, amelyeket később De la Fuente és Doménech [2000], illetve Cohen és Soto [2007] fejlesztett tovább. Nyilvánvaló hátránya ezeknek az adatbázisoknak, hogy csak bizonyos évekre tartalmaznak adatokat, így keresztmetszeti- és panelelemzésekben felhasználhatóak ugyan, de ország specifikus idősor elemzésre alkalmatlanok. Néhány országra vonatkozóan (USA, Japán, Spanyolország, Svédország, Portugália) már történtek éves idősorokhoz vezető becslések is, amelyek általában az emberi tőke és a gazdasági fejlődés között kapcsolatot vizsgáló tanulmányok megszorodásához vezettek (Hayami és Ogasawara [1999], Lains [2003], Turner *et al.* [2007], De la Croix, Lindh és 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 miatt torzításhoz vezet. A módosítás így két szempontból is szükséges: egyrészt az eredeti módszert alkalmassá kell tenni éves becslések készítésére, másrészt, a torzítást is korrigálni szükséges, amely az eljárás munkai igényességének növekedésével jár együtt.

Tanulmányunk második alfejezetében 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. A negyedik részben bemutatjuk a Barro-Lee módszeren javasolt változtatásokat, és közöljük az eredményeket.

## 2. 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 [1995], és Godo [2001] alkalmazta és a magyarra „folyamatos számbavételként” fordítható PIM (Perpetual Inventory Method) eljárás alapul. Ennek lényege, hogy ha megfelelő hosszúságú és minőségű beiskolázási adatok állnak rendelkezésre, akkor az évismétlési, halálzási és kiesési arányok ismeretében lehetséges tetszőlegesen hosszú átlagos iskolázottsági idősort készíteni. Természetesen a legtöbb esetben nem állnak rendelkezésre a szükséges adatok, így a szakirodalomban különböző alternatívák jelentek meg a hiányzó információk pótlására.

A második alcsoportot a projekciós technikák alkotják, azaz a már ismert benchmark évekre vonatkozó becsléseket valamilyen regressziós technikával próbálják meg interpolálni, például a beiskolázási ráták és az iskolázottság közötti kapcsolat állandóságának feltételezésével (Kyriacou [1991]). A harmadik technika elsősorban Barro és Lee [1993, 1996, 2003] nevéhez fűződik. A módszer alapját a népszámlálásokból és reprezentatív felmérésekből származó

benchmark-becslések alkotják, amelyek általában csak minden tízedik esztendőben állnak rendelkezésre. Barro és Lee a megfigyelések számát úgy duplázza meg, hogy a rendelkezésre álló becslésből kiindulva PIM eljárással, a beiskolázási adatok felhasználásával, megbecsli az öt évvel későbbi átlagos iskolázottságot (azaz előrebecsül).

A Barro-Lee eljárást számos kritika érte. Domenech és de la Fuente [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 et al. [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 et al. [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 meg megbecsülni az öt évvel korábbi iskolázottságot, akkor a módszer felfelé torzítana. Erre a problémára a negyedik részben kínálunk megoldást, előbb azonban érdemes áttekinteni a rendelkezésre álló benchmark-becsléseket.

### **3. Benchmark-becslések**

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 a fenti 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. Mivel 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.

Alternatívaként 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 éveken kifejezett átlagos iskolázottsága a népszámlálások alapján

év	iskolázottság (1. változat)	iskolázottság (2. változat)	Barro és Lee [2003]	Cohen és Soto [2007]
1920	5,20	4,45	n.a.	n.a.
1930	6,17	5,27	n.a.	n.a.
1941	6,89	5,79	n.a.	n.a.
1949	7,75	6,60	n.a.	n.a.
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 <sup>a</sup>	10,16 <sup>a</sup>

megjegyzés: <sup>a</sup> 2000

Az 1. táblázatban a saját becsléseinket összehasonlítva a Barro és Lee [2003] és a Cohen és Soto [2007] által adott becslésekkel, arra a következtetésre jutunk, hogy a 2. változat rendkívül közel esik a Cohen és 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 benchmark-becslésekre a különböző háztartás-felméréseket is, amelyeket érdemes összevetni a népszámlálásokból nyert adatokkal. A TÁRKI kilencvenes években lefolytatott Magyar Háztartás Panel (1992-97) vizsgálatát felhasználva megbecsültük a lakosság átlagos iskolázottságát. A felméréshez használt egyéni kérdőívén egy kérdés vonatkozott a válaszadó iskolai végzettségére a melyet 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 jelentjük.

<sup>1</sup> A Cohen és Soto [2007] féle módszer elsősorban abban lép túl a Barro és Lee féle 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 éveken kifejezve, majd a korcsoportoknak a 15 évesnél idősebb lakosságban belüli arányával súlyozva jutnak el az országos átlagig.

## 2. táblázat

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

év	megfigyelések száma	átlagos iskolázottság	szórás	konfidencia intervallum (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

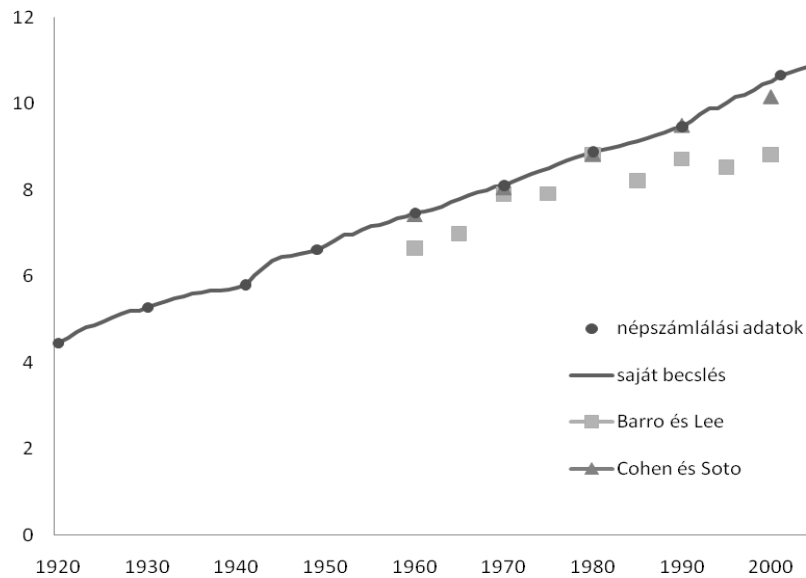
A legfeltűnőbb eredményünk, hogy ugyan a háztartásfelmérésekből származó becslések nagyságrendileg közel esnek a népszámlálásokból becsült benchmark értékekhez, általában valamivel magasabbak, mint ahogy a népszámlálásokból (1990 és 2001) származott adatokból sejtenénk egy egyszerű lineáris vagy konstans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

## 4. Éves becslések

A Barro és Lee-féle 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 ábráztuk: 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.

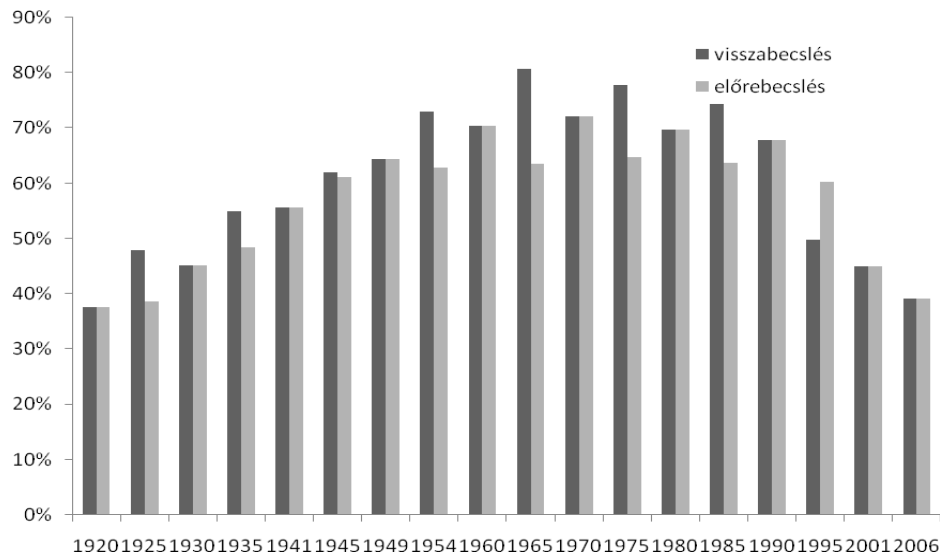
1. ábra

Az iskolázottság (2. változat) években kifejezve



2. ábra

Az alapfokú végzettséggel rendelkezők aránya a népességben



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 féle módszert (ld. szöveg) 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

Ugyanez a jelenség figyelhető meg a 2. ábrán is, ahol az alapfokú iskolai végzettséggel rendelkezők népésében belüli arányára vonatkozó becsléseket közöljük (a magasabb végzettségi szintek esetén hasonló tendencia figyelhető meg, így ezek közlésétől 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.

A probléma megoldására egy egyszerű módszert javaslunk. Kiindulópontunk a Barro és Lee [2003] féle PIM becslési módszer, évenkénti becslésekre átírva:

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

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

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

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

ahol  $h$  az adott iskolai végzettséggel (0= iskolázatlan, 1=alapfok, 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 becsüljük,  $i=5$ , 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.

A fenti képletek, összetettségük ellenére, egy igen 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 ld. Barro és Lee 2003). A magasabb iskolai végzettséghez tartozó formulák is hasonlóan értelmezhetőek: az  $i$  időszakkal korábbi végzettségi arányt korrigálják a mortalitással, és ehhez adódik hozzá az  $i$  időszakkal korábban az adott iskolai szintre történt beiskolázások hatása.

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

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

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

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

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

Ezután mindkét módszerrel megbecsüljük az egyes évekre vonatkozó átlagos iskolázottságot (mint a 2. ábrán látható). 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 évismételesekből és a lemorzsolódásból eredő) hívatott 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 a fenti módon meg tudjuk becsülni). Az egyetlen szabály, amelyet feltétlenül be kell tartanunk, hogy megbecsülendő év a vissza- és előrebecslésre használt két ismert megfigyeléstől egyforma távolságra legyen.

A fenti módszerrel kapott éves becsléseket a 3. táblázatban közöljük, illetve ezek láthatóak 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 becsült 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		

## 5. Összefoglalás

Munkánkban a Barrol-Lee-féle módszertant 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 várhatóan szignifikáns kapcsolat okozta torzítást korrigáljuk, másrészt képet adni a magyar lakosság emberi tőke állományának alakulásáról olyan módon, hogy azok akár időszerelemzésben is felhasználhatóak legyenek.

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

## **Hivatkozások**

Barro, R. W. - J.-W. Lee [1993]: International Comparisons of Educational Attainment. *Journal of Monetary Economics*. 32. évf. 3. sz. 363-394. old.

Barro, R. W. - J.-W. Lee [1996]: International Measures of Schooling Years and Schooling Quality. *American Economic Review*. 86. évf. 2. sz. 218-223. old.

Barro, R. W. - J.-W. Lee [2003]: International Data on Educational Attainment: Updates and Implications. *Oxford Economic Papers* 53. évf. 3. sz. 541-563. old.

Cohen, D. - M. Soto [2007]: Growth and Human Capital: Good Data, Good Results. *Journal of Economic Growth*. 12. évf. 1. sz. 51-76. old.

Croix, D. de la - T. Lindh - B. Malmberg [2008]: Swedish Economic Growth and Education since 1800. *Canadian Journal of Economics* 41. évf. 1. sz. 166-185. old.

Fuente, A. de la - R. Doménech [2000]: Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make?. *OECD Economics Department Working Papers* , 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 Working Paper*

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

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.

Nehru, V. - E. Swanson - A. Dubey [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. - R. Alessie - C. Teulings [2004]: Measurement Error in Education and Growth Regressions. Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2004-040/3

Turner, C. - R. Tamura - S. Mulholland - Baier, S. [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.