



Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem

Gazdaság- és Társadalomtudományi Kar

Gazdálkodás- és Szervezéstudományi Doktori Iskola

Tézisfüzet

**A közép-kelet-európai országok 1995 és 2007 közötti
gazdasági növekedésének tényezői, különös tekintettel a
tőkefelhalmozásra**

Dombi Ákos

Budapest, 2013

Bevezetés

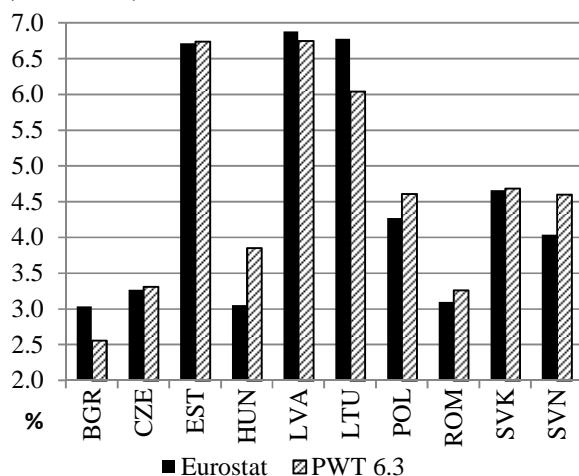
Az Európai Unióhoz 2004-ben és 2007-ben csatlakozott közép-kelet-európai (KKE) országok a piacgazdasági átmenetet követően a világgazdaság egyik legdinamikusabban fejlődő régióját alkották. A szóban forgó tíz ország: Bulgária, a Cseh Köztársaság, Észtország, Magyarország, Lettország, Litvánia, Lengyelország, Románia, Szlovákia és Szlovénia. Ezen országok poszt-szocialista növekedési pályáját három szakaszra bonthatjuk. Az első szakasz a transzformációs válság időszaka, amely 1990-ben kezdődött és nagyjából 1994/95-ben ért véget. Ezt az időszakot a GDP és a foglalkoztatás drámai zuhanása jellemezte, amelynek mértéke különösen súlyos volt a balti országok esetében. A válság háttérében a piacgazdasági átmenet állt, azaz a humán és a fizikai tőkében elszenvedett végleges vagyonszétválás, a külpiazi kereslet összeomlása, valamint a beszállítói és vevői kapcsolatok szétzilálódása (Antal, 2004; Blanchard-Kremer, 1997).

A második szakasz 1995-től 2007-ig tartott, amely során a KKE országok a fejlett országok átlagát jelentősen meghaladó mértékű gazdasági növekedést produkáltak. Az Eurostat adatai alapján a tíz KKE ország GDP növekedési üteme átlagosan 3 és 7 százalék között alakult (1.1 ábra), miközben az USA, Japán és az Európai Unió korábbi 15 tagállamának (EU-15) gazdasága rendre csak 2.9, 1.1 és 2.2 százalékkal növekedett ebben az időszakban.¹ Az egyes országok teljesítményében természetesen nagy volt a szóródás. A leggyorsabban a balti országok, míg a leglassabban Bulgária, Románia, a Cseh Köztársaság és Magyarország gazdasága növekedett. A robusztus növekedés eredményeként a KKE országok relatív pozíciója 2007-ig jelentősen javult a GDP/fő tekintetében (1.2 ábra).

A poszt-szocialista növekedés harmadik szakasza (2008-) napjaink világgazdasági válságával esik egybe. Bár a KKE országok pénzügyi piacai enyhén fertőződtek csak a CDO-kal és egyéb strukturált pénzügyi termékekkel, a válság legtöbbjüket súlyosan érintette (Király, 2009). A recesszió a balti országokban volt a legmélyebb.

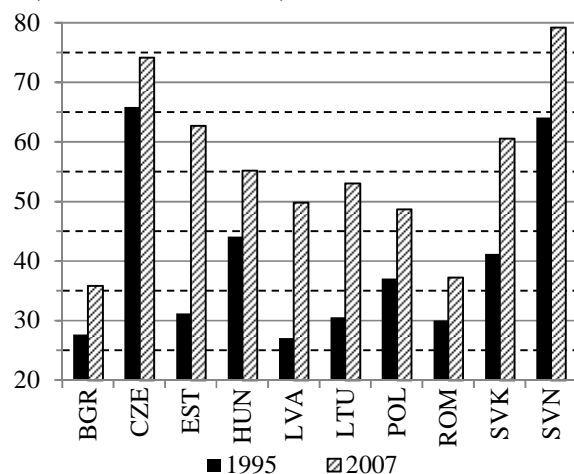
1.1 ábra

A reál GDP átlagos éves növekedési üteme (1996-2007)



1.2 ábra

GDP/fő vásárlóerő-paritáson (EU-15=100, Eurostat)



¹ Az országkódok a következők: Bulgária (BGR), Cseh Köztársaság (CZE), Észtország (EST), Magyarország (HUN), Lettország (LVA), Litvánia (LTU), Lengyelország (POL), Románia (ROM), Szlovákia (SVK) és Szlovénia (SVN).

A KKE országokkal kapcsolatos szakirodalom a poszt-szocialista gazdaságtörténet fenti három szakaszának megfelelően csoportosítható. A tanulmányok első hulláma a transzformációs válságra és a piacgazdasági átmenet során a gazdaságpolitika előtt tornyosuló kihívásokra összpontosított.² A második hullám fókuszpontjai a piacgazdaság intézményi berendezkedésének fejlesztése, a fejlett országokhoz való felzárkózás, a robosztus gazdasági növekedés karakterisztikái és a növekedés akcelerációjának feltételei voltak.³ A KKE szakirodalom harmadik hulláma természetesen a globális válság implikációival és az adekvát gazdaságpolitikai válaszokkal foglalkozik.⁴

Kutatási célok

A disszertáció a KKE szakirodalom második hullámához igyekszik hozzájárulni az 1995 és 2007 közötti robosztus növekedés fő komponenseinek feltárásával, különös hangsúlyt fektetve a fizikai tőkefelhalmozás szerepére. A kutatás a gazdasági növekedés empirikus vizsgálati módszertanának három részterületén, a növekedés-számvitelen, a fejlődés-számvitelen, valamint a feltételes konvergencia vizsgálatának eszköztárán alapszik. A disszertáció 2. fejezetében a KKE országok 1995 és 2007 közötti időszakának növekedés-számviteli és fejlődés-számviteli dekompozícióját végzem el. Ezen fejezet alapvető célja, hogy bemutassa a három fő termelési tényező, azaz a fizikai tőke, a munkaerő és a teljes tényező termelékenység hozzájárulását a gazdasági növekedéshez és a relatív fejlettséghez. Ezt követően, a 3. fejezetben becslést végzek a KKE országok 1995 és 2007 közötti neoklasszikus konvergenciájának a sebességére. Közismert, hogy a neoklasszikus Solow-modell a fizikai tőkefelhalmozás modellje, így a neoklasszikus konvergencia sebessége a makrogazdaság tőkefelhalmozásból eredő dinamikáját reprezentálja.

A fejlődés számviteltől eltekintve a vizsgált kutatási kérdéseknek mára már óriásira duzzadt a szakirodalma. Doyle et al. (2001), Jongen (2004), Ganeev (2005), Mourre (2009), Rapacki-Próchniak (2009), Salsecci-Pesce (2008), Vanags-Bems (2005), és Van Leeuwen-Földvári (2011) a KKE országokra végez növekedés számviteli dekompozíciót. Borys et al. (2008), Campos (2001), Cavenaile-Dubios (2011), Kutan-Yigit (2004), Matkowski-Próchniak (2007), Rapacki-Próchniak (2009), valamint Szeles-Marinescu (2010) pedig ezen országok reál-konvergenciáját vizsgálja. Ezen bőséges szakirodalom ellenére, eredményeim valódi hozzájárulást jelentenek a KKE országok poszt-transzformációs gazdasági növekedésének empiriájához, köszönhetően annak a módszertani akkurátusságnak, amellyel a növekedési ütem és a relatív fejlettség dekompozícióját, valamint a neoklasszikus konvergencia sebességének becslését végrehajtom. Következésképpen a disszertáció mind az empiria, mind az alkalmazott módszertan kapcsán hozzáadott értéket hordoz.

Bár a kutatás elsősorban a KKE országok válság előtti gazdasági növekedésére fókuszál, a disszertáció 4. fejezetében röviden megvizsgálom a népesség-növekedés és a hosszú távú gazdasági növekedés közötti kapcsolatrendszerrel is. A KKE országok népessége a rendszerváltozás óta csökkenő vagy stagnáló tendenciát mutat. A demográfiai folyamatok különösen a balti országokban, Bulgáriában és Romániában alakulnak drámaian. Természetesen adódik a kérdés, hogy milyen módon befolyásolja a népesség fogyása ezen országok hosszú távú növekedési kilátásait? A válaszhoz a növekedéstudomány vonatkozó predikcióit hívom segítségül.

² Lásd például Blanchard-Kremer (1997), Veress (1994), Nagy (2003), Kornai (1993).

³ Lásd például Erdős (2000a, 2000b, 2004a, 2004b), Dedák (2000), Mellár (2001), Antal (2004).

⁴ Lásd például Darvas (2010, 2011), Atoyán (2010), Aslund (2012).

A disszertáció túlnyomóan módszertani munka, ezért a változók listáját a tézisfüzet végén publikálom. Az egyes változók után zárójelben az adatok forrását jelölöm. A GDP adatok forrását illetően néhány megjegyzést kell tennem. A növekedés számvitel szakirodalma a nemzeti fizetőeszközben és konstans áron mért GDP adatokkal dolgozik. Ezzel szemben a fejlődés számvitel szakirodalma vásárlóerő-paritáson (PPP) és aktuális áron mért GDP-vel kalkulál. Az Eurostat mindkettő adatsort publikálja a KKE országokra a vizsgált időszakban. A neoklasszikus konvergencia sebességének becslése azonban konstans áron és vásárlóerő-paritáson mért GDP adatokat igényel, mivel a növekedésméletek mindenféle monetáris jelenséget negligál. Ezért a konzisztencia megőrzése végett a disszertációban végig konstans áron és vásárlóerő-paritáson mért GDP-vel dolgozom. Az Eurostat nem publikálja ezt az adatsort, így a *Penn World Table*-t (PWT) használom, amely az egyik leginkább kvalifikált nemzetközi adatbázis, mely konstans áron és vásárlóerő-paritáson mért GDP adatokat közöl.

Új tudományos eredmények

1. tézis

A KKE országok 1996. és 2007. közötti növekedése elsősorban a fizikai tőkefelhalmozásnak, másodsorban a teljes tényező termelékenység növekedésének volt köszönhető. A munkaerő állomány bővülése csak marginálisan járult hozzá a növekedéshez. (Dombi, 2013a, 2013b)

A KKE országok növekedés számviteli dekompozícióját a következő formula alapján végeztem el:

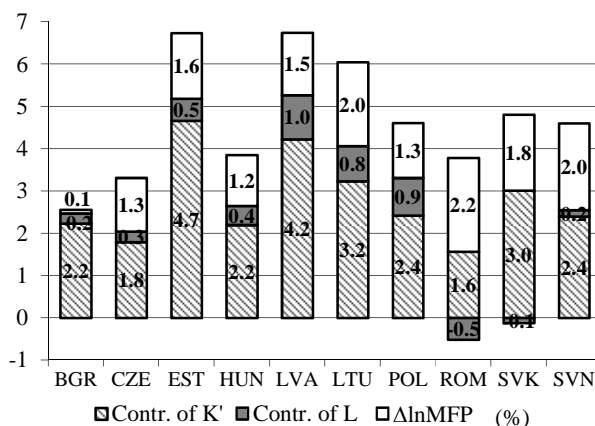
$$(1) \quad \Delta \ln Y_t = \Delta \ln MFP_t + \frac{s_{K',t} + s_{K',t-1}}{2} \Delta \ln K'_t + \frac{s_{L,t} + s_{L,t-1}}{2} \Delta \ln L_t,$$

ahol Y a kibocsátás (GDP), K' a fizikai tőke input, L a munka input, MFP a teljes tényező termelékenység, $s_{L,t}$ a munka részesedése a jövedelmekből, $s_{K',t}$ a fizikai tőke részesedése a jövedelmekből és $s_{K',t} = 1 - s_{L,t}$. A fizikai tőke és a munka inputja (termelési szolgáltatása) egy minőségi tényező (Q^H , Q^K) és egy mennyiségi tényező (K , H) szorzataként áll elő: $L = Q^H H$ és $K' = Q^K K$, ahol H az összes ledolgozott munkaórák száma a gazdaságban, míg K az aggregát fizikai tőke állománya.⁵

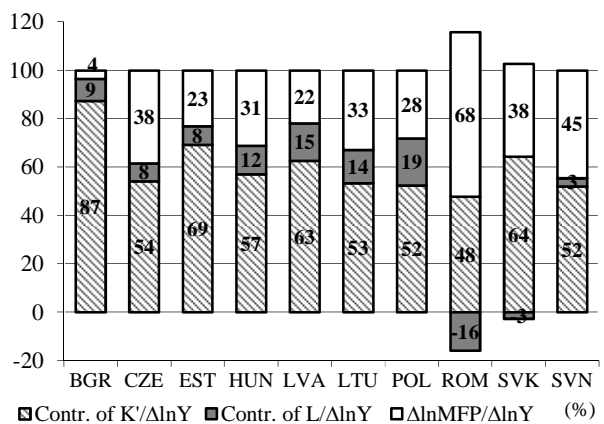
A számviteli dekompozíciót minden évre és két alternatív munkahatékonysági mutatóra is elvégeztem a vizsgált időszakban. Az eredményeket a disszertáció függelékében publikálom. Ehelyütt az átlagos növekedési ütem dekompozícióját mutatom be. A 2. ábra az 1996 és 2007 közötti átlagos növekedési ütemet veszi górcső alá a Q^H növekedésméleti koncepcióját követve. Ezzel szemben a 3. ábra az 1999 és 2007 közötti átlagos növekedési ütemre fókuszál, és mind a növekedés számviteli, mind a növekedésméleti megközelítését felhasználja Q^H -nak.

A GDP átlagos növekedési ütemének dekompozíciója (1996-2007), Q^H : növekedésméleti megköz.

2.1 ábra Százalékpontos hozzájárulás



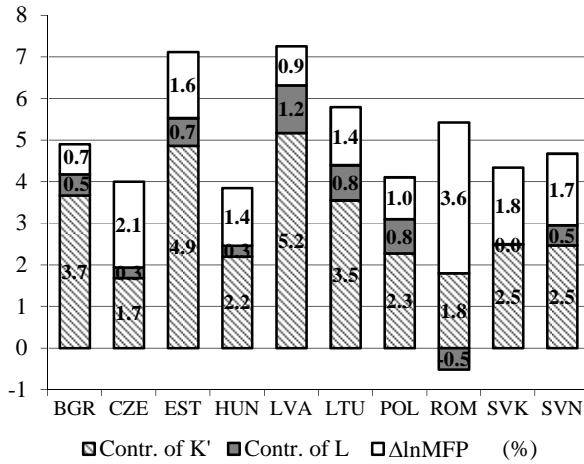
2.2 ábra Százalékos hozzájárulás



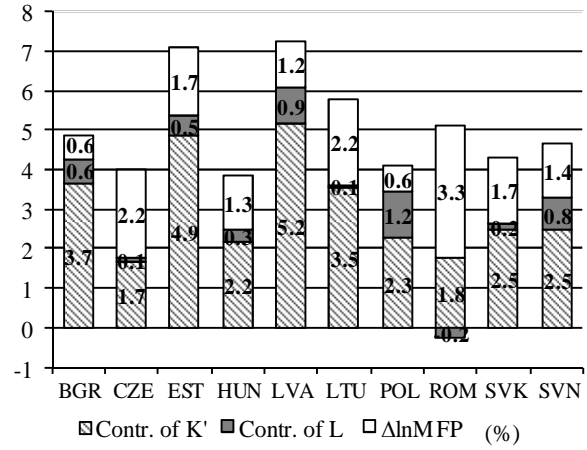
⁵ A Q^K kalkulációja komoly nehézségekbe ütközik a KKE országok esetében az adathiány miatt. Ebből kifolyólag értékét 1-re kalibráltam. Figyelmem kívül hagytam tehát a fizikai tőke kompozíciójában bekövetkező változásokat és utóbbiak hatását a fizikai tőkeállomány minőségére. Bár a számviteli eredmények pontossága ezáltal sérül, a $Q^K = 1$ feltevés egyáltalán nem szokatlan a szakirodalomban (lásd például Caselli-Tenreiro, 2005; Bosworth-Collins, 2003).

A GDP átlagos növekedési ütemének dekompozíciója (1999-2007): százalékpontos hozzájárulás

3.1 ábra Q^H : növekedésméleti megközelítés



3.2 ábra Q^H : növekedés számviteli megközelítés



Megjegyzés a 2. és a 3. ábrához: Az eredmények százalékos formában vannak megadva (*100).

$$\text{Contr. of K}' = \frac{\sum_{t=\lambda}^{2007} \frac{s_{K',t} + s_{K',t-1}}{2} \Delta \ln K_t}{2007 - (\lambda - 1)}, \text{Contr. of L} = \frac{\sum_{t=\lambda}^{2007} \frac{s_{L,t} + s_{L,t-1}}{2} \Delta \ln L_t}{2007 - (\lambda - 1)}, \Delta \ln MFP = \frac{\sum_{t=\lambda}^{2007} \Delta \ln MFP_t}{2007 - (\lambda - 1)}, \Delta \ln Y = \frac{\sum_{t=\lambda}^{2007} \Delta \ln Y_t}{2007 - (\lambda - 1)},$$

ahol 'Contr.' hozzájárulást (contribution) jelent. A 2. ábránál $\lambda = 1996$, míg a 3. ábránál $\lambda = 1999$.

2. tézis

Az 1995-2007. közötti időszakban a KKE országok elmaradása Németországtól a GDP/munkaóra tekintetében elsősorban az alacsonyabb tőkeintenzitásból, másodsorban az alacsonyabb teljes tényező termelékenységéből eredt, miközben a munkaerő minősége azonos szinten állt a németországgal. (Dombi, 2013a, 2013b)

A KKE országok fejlődés számviteli dekompozícióját a következő formula alapján végeztem el:

$$(2) \quad \ln \frac{Y_t}{Y_t^R} = \ln \frac{MFP_t}{MFP_t^R} + \frac{s_{K',t} + s_{K',t}^R}{2} \ln \frac{K'_t}{K_t^R} + \frac{s_{L,t} + s_{L,t}^R}{2} \ln \frac{L_t}{L_t^R},$$

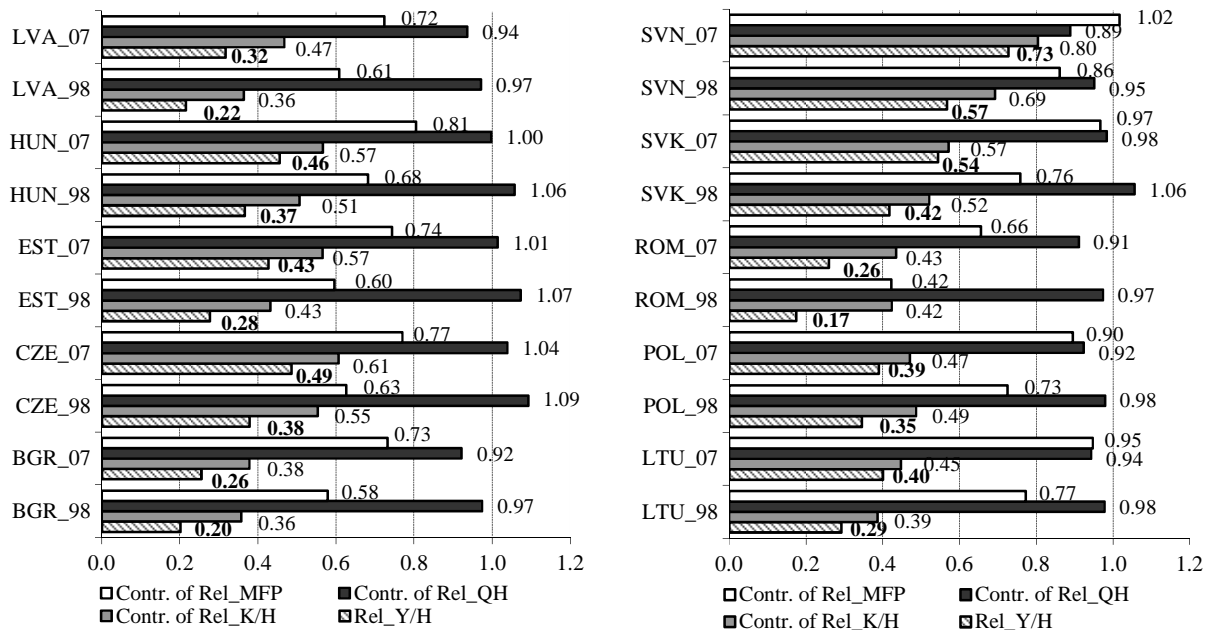
ahol R a referencia országot jelöli, amely esetünkben Németország. Az országok méretbeli különbségéből fakadó torzítás elkerülése végett a GDP/munkaóra relatív szintjét vizsgáltam. A (2) egyenlet additív dekompozíciója nem megfelelő esetünkben, mivel az egyes változók a KKE országok (x) és Németország (x^R) viszonylatában nagyon eltérő értéket vesznek fel, így a log-differenciák ($\ln x - \ln x^R$) csak gyenge közelítései a relatív differenciáknak ($x/x^R - 1$). Ebből kifolyólag multiplikatív dekompozíciót végeztem a (2) egyenlet exponenciálisát alapul véve.

A számviteli dekompozíciót minden évre és a két alternatív munkahatékonysági mutatóra egyaránt elvégeztem a vizsgált időszakban. Az eredményeket a disszertáció függelékében publikálom. A 4. ábra a Q^H növekedésméleti megközelítése mellett az 1998-ra és a 2007-re kalkulált

eredményeket mutatja be. Az ábrázolt relatív GDP/munkaóra értékek a relatív tőkeintenzitás hozzájárulásának, a relatív munkaerő-hatékonyság hozzájárulásának és a relatív MFP hozzájárulásának szorzataként adódnak.

4.ábra

A relatív GDP/munkaóra multiplikatív dekompozíciója (Q^H : növekedésméleti megközelítés)



Megjegyzés:

$Rel_Y/H = (Y_t/H_t) / (Y_t^G/H_t^G)$, $Contr. of Rel_K/H = \left((K_t/H_t) / (K_t^G/H_t^G) \right)^{\frac{s_{Kt} + s_{Kt}^G}{2}}$, $Contr. of Rel_QH = \left(Q_t^H / Q_{t,G}^H \right)^{\frac{s_{Lt} + s_{Lt}^G}{2}}$,
 $Contr. of Rel_MFP = \frac{MFP_t}{MFP_t^G}$, ahol G = Németország (Germany). A számítások a (2)-es egyenlet konvertált változata alapján történtek. A konverzió során először kivontam (2) mindkét oldalból $\ln(H/H^G) - t$, majd az egyenlet exponenciálisát vettem.

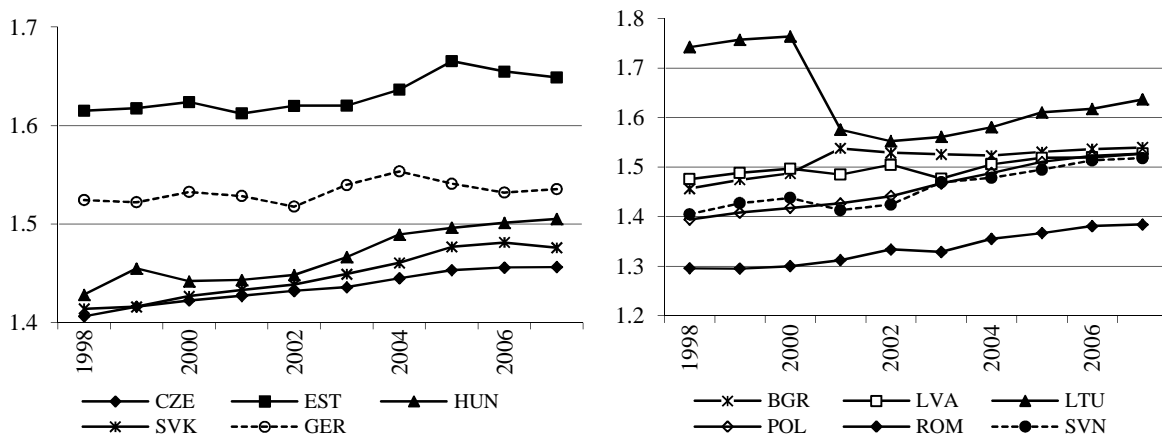
Kiegészítő megjegyzések az 1. tézishez és a 2. tézishez

A növekedés számvitel formulája (1), valamint a fejlődés számvitel formulája (2) közismert a szakirodalomban és az elmélet oldaláról jól megalapozott (O'Mahony-Trimmer, 2009; Inklaar-Timmer, 2008). A növekedés- és fejlődés számvitel során tehát nem a dekompozíció kivitelezése az igazán fajsúlyos momentum, hanem a tényező-arányok és tényező-inputok akkurátus mérése. Utóbbi a KKE országok esetében problematikus a megbízható idősorok rövidege és az adatok hiánya miatt. Következésképpen bármely növekedés-számviteli és fejlődés-számviteli tanulmány, mely előrelépést jelent a tényező-arányok és/vagy a tényező-inputok mérésében értékes hozzájárulás a KKE országok poszt-transzformációs növekedési empiriájához. A disszertáció két

tekintetben jelent előrelépést a tényező-inputok mérésében. Egyrészt, a munkaerő hatékonysági multiplikatort két alternatív megközelítés szerint is számítom. Másrészt, a kezdeti (1995) tőke/GDP arányt – azaz a K_{1995}/Y_{1995} mutatót – a szakirodalomban ismert összes módszer szerint becsülöm.

A Q^H minőségi faktor mérésének első megközelítése a növekedési számvitel szakirodalmához kapcsolódik, és a munkaerő összetételében mutatkozó különbségekre fókuszál (Mourre, 2009). Ennek megfelelően a következő indexet kalkulálom: $Q_t^H = \sum_j (E_t^j / E_t) (p_{j02}^H / p_{p02}^H)_{CEE}$, ahol j a munkakategória, E a foglalkoztatottak száma és p_j^H az órabér j munkakategória esetén. A munkaerőt három osztályba sorolom a képzettség legmagasabb foka alapján: alapfokú képzettséggel rendelkezők ($j=p$), középfokú képzettséggel rendelkezők ($j=s$) és felsőfokú képzettséggel rendelkezők ($j=t$). A Q^H eme megközelítése szerint a munkaerő összetétele akkor javul, ha a nagyobb termelékenységű – azaz drágább – kategóriák részaránya növekszik a munkaerő-állományon belül. Az indikátort 1998-tól számítom, mivel néhány ország esetében nem állnak rendelkezésre megfelelő részletességű foglalkoztatási adatok a korábbi évekre. Az indikátor alakulását az 5. ábra mutatja be.

5. ábra A munka hatékonysági multiplikatóra: növekedés számviteli megközelítés

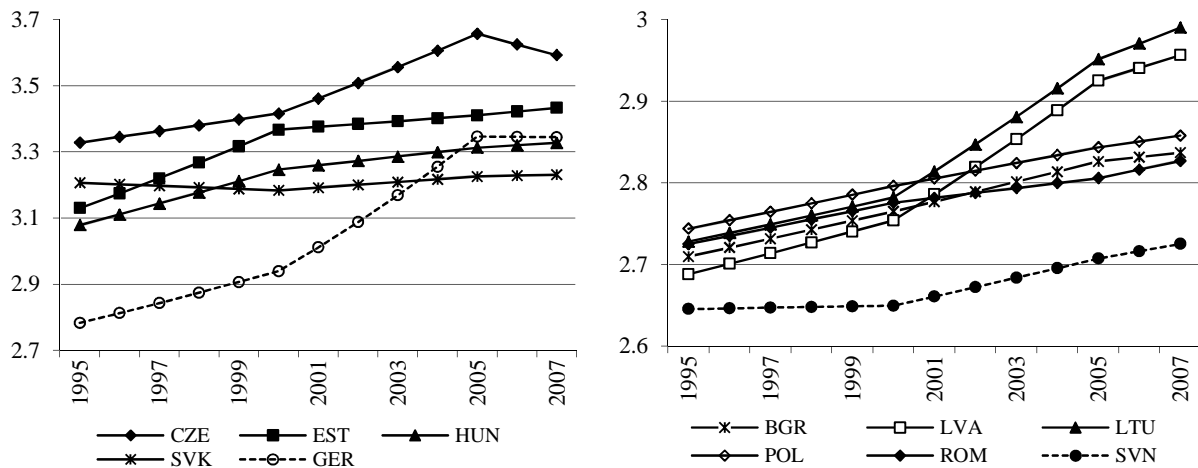


A Q^H minőségi faktor mérésének második módszere a növekedélmélet humán tőke koncepciójára épül, és a munkaerő átlagos kvalifikáltságát becsli. A szakirodalom az átlagos humán tőkét a következő log-lineáris összefüggés alapján számítja: $Q^H = e^{r \cdot sy}$, ahol sy a munkaerő iskolai éveinek a száma, míg az r az iskolai évek hozama (Caselli, 2005). A humán tőke szintje azonban nem csak az iskolai évek számától, hanem az oktatási rendszer minőségétől is függ. Ebből kifolyólag Hanushek és Woessmann (2009) kognitív indexének a felhasználásával kalkulálom a minőséggel korrigált iskolai évek számát (sy_{adj}).⁶ Felhasználva a minőséggel korrigált iskolai évek számát a Q^H növekedélméleti megközelítését a következőképpen

⁶ Hanushek és Woessmann kognitív indexe az egyes országok diákjai által a nemzetközi szintfelmérő teszteken (International Student Achievement Tests) matematikából és tudományokból elért átlagos pontszámmal egyezik meg.

számítom: $Q^H = e^{r \cdot sy_{adj}}$. Psacharopoulos (1994) nyomán számos tanulmány a következő módon kalibrálja az iskolai évek hozamát: $r=0.134$ ha $sy \leq 4$; $r=0.101$ ha $4 < sy \leq 8$; és $r=0.068$ ha $8 < sy$ (Hall-Jones, 1999; Caselli, 2005). Az alapszcenárióban ezeket az értékeket használom. Az indikátor alakulását a 6. ábra szemlélteti.

6. ábra A munka hatékonysági multiplikatóra: növekedésméleti megközelítés



Az aggregát tőkeállományt (K) a folyamatos újraértékelés módszere (perpetual inventory method) alapján 1995-től kezdődően számítom. A kezdeti év megválasztását a kényszerűség vezérelte. Egyrészt, a piacgazdasági átmenet előtti időszakra csak néhány KKE ország esetében állnak rendelkezésre megbízható beruházási adatok. Másrészt, a tőkeállományban a transzformáció során bekövetkezett egyszeri értékcsökkenés mértékéről csak közelítő becslésekkel rendelkezőnk (Doyle et al., 2001; Pula, 2003). A kezdeti időpont közelsége viszont komoly problémát okoz, mivel a kalkulált tőkeállomány érzékeny lesz a kiindulási értékre (K_0). Mindez azt implicálja, hogy a KKE országok esetében a K_0 becslése, amely általában marginális jelentőséggel bír csak, releváns módszertani kérdéssé válik. A disszertáció áttekinti a kezdeti tőkeállomány becslésének szakirodalomban használt módszereit, melyek a következők: 1. *naiv megközelítés* (Nehru and Dahreshwar, 1993), 2. *Harberger-féle megközelítés* (Iradian, 2007; King and Levine, 1994), 3. *Kvázi-Harberger-féle megközelítés* (Young, 1995), 4. *profit-maximalizációs megközelítés* (Jongen, 2004; IMF, 2010), 5. *regressziós megközelítés I.* (Nehru and Dahreshwar, 1993; King and Levine, 1994; IMF, 2008), 6. *regressziós megközelítés II.* (Rööm, 2001; Nehru and Dahreshwar, 1993). A KKE országok 1995-ös, kezdeti tőkeállományát mind a hat módszer alapján számítom, 10 százalékos amortizációs rátát (δ) feltételezve. Az eredményeket az 1. táblázat mutatja be.

Az 1. táblázat alapján megállapíthatjuk, hogy az egyes módszerekkel kalkulált tőke/GDP arányok minden ország esetében széles skálán szóródnak. Ez akkor is igaz, ha csak azokra az értékekre fókuszálunk, amelyek realisztikusnak tűnnek. Utóbbi értékeket szürkével jelöltem. Az eredmények inkonzisztenciája két okra vezethető vissza. Egyrészt, az analitikus módszerek kiinduló feltevései nem teljesülnek a KKE országokra, másrészt a regressziós becsléseknél felmerülő módszertani problémák csak részben kezelhetőek. Következésképpen mindegyik eljárás tökéletlen becslést szolgáltat a tőkeállomány értékére. Az egyes módszerek között nem

tudunk egyértelmű preferencia sorrendet felállítani, mivel mindegyik rendelkezik valamilyen hiányossággal. Arany-középutas megoldásként így a szürkével kiemelt, realisztikus értékek számtani átlagával dolgoztam. Ez a számtani átlag egyben a saját becslésem is a K_{1995} / Y_{1995} arányra. Annak ellenére, hogy az átlagolásnak nincsen metodológiai alátámasztása, az eredményül kapott tőke/GDP arányok reálisak, és összhangban állnak a korábbi kutatások eredményeivel.⁷

1. táblázat A kezdeti, 1995-ös tőke/GDP arány kalkulált értéke az egyes módszerek alapján

K_{1995} / Y_{1995}	Naiv	Harberger	Kvázi-Harberger	Profit Max.	Regr. I.	Regr. II.	Saját becslés
Bulgária	1.47	-2.77	0.18	0.93	1.45	1.50	1.47
Cseh Közt.	1.81	2.21	2.19	1.91	1.89	2.24	2.04
Észtország	1.96	1.95	1.22	5.49	1.25	1.42	1.56
Magyarország	1.69	2.10	1.50	2.66	2.34	1.84	1.78
Lettország	1.69	1.30	0.64	0.78	1.69	1.57	1.56
Litvánia	1.25	0.95	0.62	1.71	0.78	1.09	1.35
Lengyelország	1.48	1.44	1.24	1.86	1.88	1.53	1.57
Románia	1.52	1.64	1.39	1.76	1.82	1.84	1.66
Szlovákia	1.66	1.85	1.77	1.98	1.77	1.51	1.76
Szlovénia	2.24	2.29	1.65	3.26	2.48	1.86	2.01

Megjegyzés:

A táblázatban kerekített értékek szerepelnek. A saját becslés a szürkével kiemelt mezők számtani átlagaként adódik.

A fizikai tőkeállomány és a Q^H növekedés elméleti megközelítésének számítása során néhány komoly megkötéssel éltem. Ami a fizikai tőkeállományt illeti, az amortizációs rátát 10 százalékra kalibráltam, és olyan kezdeti tőke/GDP arányból indultam ki, ami az egyes módszerekkel kalkulált tőke/GDP hányadosok egyszerű számtani átlagaként adódott. Ami a munka hatékonysági multiplikátorát illeti, minőséggel korrigált iskolai éveket használtam, az iskolai évek hozamát pedig Psacharopoulos (1994) tanulmányából kölcsönöztem. Mindezek szükségessé tették a növekedés számviteli és a fejlődés számviteli eredményeim érzékenységvizsgálatát az amortizációs ráta, a kezdeti tőke/GDP hányados, az iskolai évek minőséggel való korrekciója és az iskolai évek hozama tekintetében. A vizsgálat konklúziója, hogy az egyes termelési tényezők hozzájárulása a növekedési ütemhez és a relatív fejlettséghez érzékeny a fizikai tőkeállomány számítása során alkalmazott feltevésekre, azonban nem érzékeny a Q^H számítási módszerére. A 1. tézis és a 2. tézis érvényességét ez azonban nem befolyásolja, mivel a keretükben megfogalmazott állítások mindegyik érzékenységvizsgálati scenárió esetében helytállónak bizonyultak.

⁷ Doyle et al. (2001), IMF (2003, 2008, 2010), Jongen (2004), Pula (2003), Rööm (2001), Vanags – Bems (2005)

3. tézis

A feltételes konvergencia szakirodalmában használt β -regresszió becsült paraméteréből számított konvergencia sebesség nem a pillanatnyi (λ_t), hanem az átlagos konvergencia sebesség ($\bar{\lambda}$). Az átlagos konvergencia sebesség formulája a $[0, t]$ periódusra:

$$(3) \quad \bar{\lambda} = - \frac{\int_0^t \frac{d(\ln \hat{y}_\tau - \ln \hat{y}^*) / d\tau}{\ln \hat{y}_\tau - \ln \hat{y}^*} d\tau}{t} = - \frac{\left[\ln \left| \ln \frac{\hat{y}_\tau}{\hat{y}^*} \right| \right]_0^t}{t} = - \frac{\ln |\ln Y_t| - \ln |\ln Y_0|}{t},$$

ahol $\hat{y} = Y / AL$, A : technológiai színvonal, a csillag (*) a hosszú távú egyensúlyi értéket jelöli és $Y_t = \hat{y}_t / \hat{y}^*$ a relatív jövedelmi pozíció. (Dedák – Dombi, 2009)

Definíció szerint egy $\ln \hat{y}_t$ stacionárius változó $\lambda = -(d \ln \hat{y}_t / dt) / (\ln \hat{y}_t - \ln \hat{y}^*)$ sebességgel konvergál a $\ln \hat{y}^*$ hosszú távú egyensúlyi (balanced growth path, BGP) értékéhez. Látható, hogy a konvergencia sebesség formulája egy $\ln \hat{y}_t$ -ban elsőrendű, változó koefficiensű differenciál-egyenlet, melynek megoldásaként a (4)-(5) összefüggés adódik:

$$(4) \quad \ln \hat{y}_t = \beta \ln \hat{y}_0 + (1 - \beta) \ln \hat{y}^*, \text{ ahol } \beta = e^{-\xi} \text{ és}$$

$$(5) \quad \xi = \int_0^t \lambda_\tau d\tau = \frac{\int_0^t \lambda_\tau d\tau}{t} t = \bar{\lambda} t.$$

Kibővítve a (4) egyenletet egy additív hibataggal a konvergencia sebesség becslésére használt béta-regresszióhoz jutunk. A konvergencia sebességet indirekt módon a béta paraméterből származtatjuk ($-\ln \beta / t$). Az eredményül kapott konvergencia sebesség interpretációja azonban nem egyértelmű. Amennyiben a konvergencia sebessége konstans, azaz $\lambda_t = \lambda$, akkor ($-\ln \beta / t$) a konstans, pillanatnyi konvergencia sebességgel egyenlő. Ezzel szemben, ha a konvergencia sebessége nem állandó, akkor ($-\ln \beta / t$) a $[0, t]$ periódus alatti átlagos konvergencia sebességgel egyenlő. A kapcsolódó empirikus munkák a (4) egyenletet kizárólagos jelleggel a Solow-modell steady-state körüli log-lineáris approximációjával származtatják. Interpretációjukban tehát a ($-\ln \beta / t$) összefüggés a konstans, pillanatnyi konvergencia sebességet szolgáltatja (Caselli et al., 1996; Hauk-Wacziarg, 2009; Islam, 1995; Mankiw et al., 1992).⁸ Azonban a sebesség, amellyel egy gazdaság a hosszú távú egyensúlyi pályájához közelít, mind a neoklasszikus növekedési modellek (Temple-Mathunjwa, 2006), mind az endogén növekedési modellek (Eicher-Turnovsky, 2001; Steger, 2007) alapján térben és időben egyaránt változik. Következésképpen a béta-regresszió paraméteréből kalkulált lambda nem a pillanatnyi, hanem az átlagos sebessége a konvergenciának.

⁸ Ismert, hogy a Solow-modell mozgási egyenletét a steady-state körül log-linearizálva a következő összefüggéshez jutunk: $\lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta)$. A formula a konvergencia sebesség értékét definiálja a hosszú távú egyensúlyi pálya közelében. Vegyük észre, hogy lambda konstans.

A konvergencia $[0,t]$ periódus alatti átlagos sebességének a formuláját, azaz a (3)-as egyenletet, úgy származtatjuk, hogy az (5) egyenletbe behelyettesítjük a konvergencia pillanatnyi sebességének képletét. A (3) egyenlet egy modell-független, általános érvényű összefüggés. Az alapul szolgáló növekedési modell csak a relatív jövedelmi pozíció feltételezett evolúcióján keresztül lép be a formulába. Tegyük fel, hogy a termelési függvény Cobb-Douglas típusú: $Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha}$, ahol $0 < \alpha < 1$. Ekkor a neoklasszikus növekedési modell keretein belül a relatív jövedelmi pozíció időbeli lefutása a következő:

$$(6) \quad Y_t = \frac{\hat{y}_t}{\hat{y}^*} = \left[(1 - e^{-t(1-\alpha)(n+g+\delta)}) + Y_0^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} e^{-t(1-\alpha)(n+g+\delta)} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}},$$

ahol n a munkaerő állomány növekedési üteme és g a technológiai fejlődés üteme. A paraméterek kalibrálásával a (3)-as és a (6)-os egyenlet alapján számíthatjuk a neoklasszikus konvergencia átlagos sebességét.

A 2. táblázatban az átlagos konvergencia sebesség különböző paraméter-kombinációk mellett számolt értékei szerepelnek. A paraméterek értékét úgy kalibráltam, hogy azok a KKE országok viszonyaira relevánsak legyenek. A vizsgált periódus hosszával összhangban a $t=12$ feltevéssel éltem. A fizikai tőke részesedését az összes jövedelemből (α) 0.425-nek, 0.45-nek és 0.475-nek vettem, összhangban a regressziós becslések eredményeivel és a KKE országokra vonatkozó statisztikákkal. Az $(n + g + \delta)$ értékét 0.07-re, 0.08-ra, 0.09-re és 0.1-re kalibráltam, figyelembe véve az n (0-0.01), a g (0.02) és a δ (0.05-0.07) benchmark értékeit. A kezdeti relatív jövedelmi pozíció intervallumát 0.3 és 0.7 között határoztam meg.

2.táblázat A neoklasszikus konvergencia átlagos sebessége

t=12	α	0.425				0.45				0.475			
	n+g+ δ	0.07	0.08	0.09	0.1	0.07	0.08	0.09	0.1	0.07	0.08	0.09	0.1
Y_0	0.3	0.072	0.080	0.088	0.096	0.066	0.074	0.081	0.089	0.061	0.068	0.075	0.082
	0.4	0.064	0.071	0.079	0.086	0.059	0.066	0.073	0.080	0.054	0.061	0.068	0.075
	0.5	0.057	0.065	0.072	0.079	0.053	0.060	0.067	0.074	0.050	0.056	0.063	0.069
	0.6	0.053	0.059	0.066	0.073	0.049	0.056	0.062	0.068	0.046	0.052	0.058	0.064
	0.7	0.049	0.055	0.062	0.068	0.046	0.052	0.058	0.064	0.043	0.049	0.055	0.061

Megjegyzés: Saját számítás a (3)-as és a (6)-os egyenletek alapján.

Feltételezve, hogy a 2. táblázatban szereplő paraméter-kombinációk a KKE országok tekintetében reális tartományt jelölnek ki Y_0 -ra, α -ra és $(n+g+\delta)$ -ra, megállapíthatjuk, hogy az elmélet alapján a neoklasszikus konvergencia átlagos sebessége 4.3 és 9.6 százalék között alakult a KKE országokban 1995 és 2007 között. Ez az intervallum túlságosan tág, ezért a béta-regresszió (eq.(4)) illesztésével pontosabb becslést igyekeztem adni a konvergencia átlagos sebességére (3. fejezet).

A KKE országok 1995-2007 közötti panel adatállományára futatott OLS becslések alapján a konvergencia átlagos sebessége 5.7 és 7.2 százalék között alakult a vizsgált időszakban. Ez az eredmény mind a regressziók kiegészítő statisztikái, mind az érzékenységvizsgálatok, mind a

Monte Carlo szimulációk alapján megalapozottnak bizonyult. Eredményeim megbízhatóságát tovább növeli, hogy a béta-regresszió becslése során kezeltem azon problémákat, amelyek mindezidáig elkerülték a szakirodalom figyelmét, és amelyek a korábbi tanulmányok eredményeit módszertani szempontból megkérdőjelezzik. Konkrétan két problémáról van szó: a technológiai színvonal méréséről/modellezéséről, valamint az egységnyi effektív munkára jutó steady-state kibocsátást (\hat{y}^*) helyesen közelítő proxy változóról.

A növekedés- és fejlődés számviteli dekompozíciók, valamint a neoklasszikus konvergencia sebességére vonatkozó vizsgálatok alapján a következő kép rajzolódik ki a KKE országok világgazdasági válságot megelőző, gyors ütemű növekedési pályájának háttéréről:

1. A termelési tényezők tekintetében a KKE országok Németországgal szembeni elmaradása a fizikai tőkeállomány esetében a legnagyobb.
2. A KKE országok relatíve alacsony tőkeintenzitása gyors ütemű tőkefelhalmozást tett (tesz) lehetővé.
3. A gyors ütemű tőkefelhalmozás gyors gazdasági növekedéshez és gyors ütemű neoklasszikus konvergenciához vezetett.

4. tézis

Az endogén technológiai fejlődés harmadik generációs modelljeinek relevanciáját erősen megkérdőjelezi, hogy amennyiben a modelleket kiegészítjük a vállalatok között igazoltan jelenlévő tudás-spilloverek hatásával, e modellek adta eredmények empirikusan már nem alátámaszthatóak. (Dombi, 2013c)

Az endogén növekedéseméleten belül régóta vita tárgyát képezi a népesség steady-state növekedési ütemre gyakorolt hatása. Az endogén technológiai fejlődés modelljei három csoportba sorolhatók e tekintetben. A három csoport közötti különbség bemutatása céljából tegyük fel, hogy a vállalati szintű technológia függvény (K+F függvény) a következőképpen alakul:

$$(7) \quad \dot{A}_i = L_{A,i} A_i^\phi, \text{ ahol } i \text{ a vállalat-index és } L_{A,i} \text{ a kutatók száma.}$$

Az endogén technológiai fejlődés első generációs modelljeiben a népesség mérete pozitívan befolyásolja a gazdaság steady-state növekedési ütemét, azaz érvényesül az ún. skála-hatás (Romer, 1990; Aghion-Howitt, 1992). A skála-hatás közgazdasági alapját a technológia (tudás) nem rivalizáló, részben kisajátítható jellege képezi. A technológia nem rivalizáló jellege azt jelenti, hogy előállításra mindössze egyszeri K+F költségeket igényel, a sikeres innovációt követően azonban már nincsenek addicionális költségei, azaz végtelen számú termék gyártásához felhasználható. A technológia részbeni – pl. szabadalom útján történő – kisajátíthatósága pedig azt eredményezi, hogy a sikeres inovátor monopol profitra tehet szert, amelynek összege annál nagyobb lesz, minél több terméket képes eladni. A nagyobb piacméret tehát ösztönzi a kutatás-fejlesztést. Innentől kezdve pedig már csak a technológia függvény formájától (paramétereitől) függ, hogy a piacmérettel párhuzamosan növekvő vállalati szintű K+F intenzitás ($L_{A,i}$) a technológiai fejlődés gyorsabb üteméhez vezet-e hosszú távon, vagy sem?

Az endogén technológiai fejlődés első generációs modelljei a piac méretét a népesség méretével azonosítják. A fenti okfejtés értelmében, ez a népesség méretével arányosan növekvő vállalati szintű K+F tevékenységhez vezet. Mivel az első generációs modellekben a technológia függvény tökéletes tudás-spilloverekkel (knowledge-spillover) operál ($\phi = 1$), ezért a nagyobb K+F intenzitás gyorsabb steady-state technológiai fejlődést is jelent egyben. Mindennek következményeként az első generációs modellekben a gazdasági növekedés gyorsuló ütemű lesz növekvő népesség esetén. A gyorsuló, vagy másképpen expozív növekedési ütem azonban ellentmond az empiriának. A skála-hatás tehát empirikusan nem alátámasztott jelenség.

A második generációs modellek a technológia függvényben tökéletlen tudás-spillovert feltételeznek ($0 < \phi < 1$), ily módon eliminálva a skála-hatást (Jones, 1995; Segerstrom, 1998). Habár az első generációs modellekhez hasonlóan ezek a modellek is összekötik a vállalat számára releváns piacot a népességgel, a ϕ paraméterben eszközölt változás megszünteti a népesség mérete és a hosszú távú egyensúlyi növekedés közötti kapcsolatot.⁹ Az utóbbi belátása végett osszuk el a (7)-es egyenlet mindkét oldalát A_i -val, majd logaritmáljuk az egyenletet, végül vegyük az idő-szerinti deriváltját: $\dot{g}_i/g_i = n - (1 - \phi)g_i$. Eredményül egy stabil differenciál-egyenlet adódik, amiből a technológiai fejlődés steady-state üteme már egyszerűen levezethető:

⁹ A hosszú távú egyensúlyi növekedés/növekedési ütem/kibocsátás szinoním a steady-state növekedés/növekedési ütem/kibocsátás fogalmával.

$$(8) \quad g_i^* = n / (1 - \phi).$$

A (8)-as egyenlet alapján a steady-state növekedési ütem szemi-endogén, mivel determinánsai – azaz a népesség növekedési üteme és a tudás-spillover paraméter (n, ϕ) – rövid távon a gazdaságpolitika hatókörén kívül esnek. A második generációs modellek további sajátossága, hogy népesség-növekedés híján $(n = 0)$ a hosszú távú egyensúlyi növekedés üteme zéró.

Az endogén technológiai fejlődés harmadik generációs modelljei megőrzik a tudás-spilloverek tökéletes jellegét a technológia függvényben $(\phi=1)$, azonban teljesen függetlenítik a piac méretét a népesség méretétől, elkerülve ezáltal a skála-hatást (Aghion-Howitt, 1998; Dinopoulos-Thompson, 1998; Peretto, 1998). Ezen modellek megkülönböztető sajátossága, hogy figyelembe veszik az új cégek megjelenését, piacra való belépését is. Feltevésük szerint az új vállalatok piacra való belépése tökéletesen semlegesíti a népességnövekedés esetleges hatását a piac méretére. Ebből kifolyólag, a reprezentatív vállalat kutatás-fejlesztésbe történő investícióját nem befolyásolja a népesség változása, szemben az első- és a második generációs modellel. A vállalatok növekvő népesség esetén is ugyanannyi kutatót foglalkoztatnak és ugyanannyit költenek kutatás-fejlesztésre, minek következtében a technológiai fejlődés állandó ráta mentén alakul.

Úgy tűnik, hogy a skála-hatással, azaz a népesség steady-state növekedésre gyakorolt pozitív hatásával kapcsolatos viták mostanában nyugvópontra érkeztek. Ez annak köszönhető, hogy a vonatkozó empirikus megfigyelések inkább a harmadik generációs modellel mutatnak összhangot a második generációs modellel szemben (Laincz-Peretto, 2006; Ha-Howitt, 2007). A harmadik generációs modellek azonban “törékeny” szerkezettel bírnak, mivel figyelmen kívül hagyják a vállalatok közötti tudás-áramlást, és ezáltal súlyosan korlátozzák a tudás-spilloverek lehetséges forrását (Dombi, 2013c). Ez a korlátozás alapvető szerepet játszik a skála-hatás elkerülésében. A vállalatok közötti tudás-spilloverek két típusát különböztetjük meg: az intertemporális és a kontemporális spillovereket. Előbbi Paul M. Romer (1990) “standing on each other’s shoulders” technológiai fejlődés koncepciójával egyezik meg, mely szerint a kutatás-fejlesztés során a vállalatok profitálnak a többi vállalat által korábban felhalmozott tudásból/ismeretből, azaz múltbeli kutatási teljesítményéből. Utóbbi pedig a kutatás-fejlesztés során az egyidejű externáliákat jelenti, azaz a többi vállalat jelenbeli K+F tevékenységéből való profitálást az innováció során. A vállalatközi tudás-áramlás figyelembe vétele expozív növekedéshez vezet a harmadik generációs modellek keretrendszerében, mivel a spilloverek forrása a vállalatok számával párhuzamosan bővül. Ennek belátása céljából tekintsük a technológia függvény vállalatközi tudás-spilloverekkel kibővített változatát:

$$(9) \quad \dot{A}_i = L_{A,i} A_i^\phi (N\bar{A})^\eta (N\bar{L}_A)^\mu ; \quad \phi, \eta, \mu \geq 0 ; \quad N, \bar{L}_A, \bar{A} > 0;$$

ahol N a vállalatok száma – az i vállalat kivételével –, \bar{A} a többi vállalat átlagos technológiai színvonala, η az intertemporális spillover paraméter, \bar{L}_A a többi vállalatnál foglalkoztatott kutatók átlagos létszáma, míg μ a kontemporális spillover paraméter.

A (9) egyenlet alapján belátható, hogy amennyiben $\phi = 1$ és $\eta > 0$, a vállalaton belüli és a vállalatok közötti tudás-spilloverek intenzitása elég nagy ahhoz, hogy gyorsuló technológiai fejlődéshez jussunk. Ezen paraméter-kombináció esetén, ha a vállalatok száma a népességgel párhuzamban emelkedik, érvényesül a skála-hatás. A harmadik generációs modellekben az $\eta=0$ és $\mu=0$ megkötések azzal a következménnyel járnak, hogy a kutatás-fejlesztés mentes lesz az externáliáktól. Utóbbi azonban csak akkor teljesülhetne, ha a hasonló technológiákban érdekelt

vállalatok egymástól teljesen szeparáltan működnének. Ez a feltevés nyilvánvalóan nem állja meg a helyét, ráadásul az empirikus szakirodalom is egyértelműen bizonyítottan véli a vállalatközi tudás-spilloverek jelenlétét (lásd például Varga, 2009).

A fenti irreális paraméter-megkötések és feloldásuk következménye – azaz a modellek predikciója és az empiria közötti inkonzisztencia – erősen megkérdőjelezi az endogén technológiai fejlődés harmadik generációs modelljeinek a relevanciáját. Mindez azt implikálja, hogy a második és a harmadik generációs modellek közötti vita a skála-hatás tekintetében továbbra sem tekinthető lezártnak (Dombi, 2013c). Így az endogén technológiai fejlődés modelljei alapján nem tudunk egyértelmű következtetéseket levonni a népesség gazdasági növekedéssel való kapcsolatáról.

Bár az endogén technológiai fejlődés modelljeinek vizsgálata azt sugallja, hogy a népesség növekedése meghatározó lehet a pozitív ütemű steady-state növekedés elérése végett – lásd például a (8)-as egyenletet –, a KKE országok demográfiai folyamatai valószínűleg nem relevánsak e tekintetben. Az endogén technológiai fejlődés modelljei ugyanis elsősorban nagy országok – vagy régiók – esetén szolgáltatnak adekvát megállapításokat. Így arra a konklúzióra jutunk, hogy sem a neoklasszikus Solow-modell, sem az endogén technológiai fejlődés modelljei nem tulajdonítanak a hosszú távú növekedés szempontjából negatív hatást annak a demográfiai katasztrófának, amely irányába néhány KKE ország tart.¹⁰ Mindez azonban nem azt jelenti, hogy a népesség fogyása valóban semmilyen módon nem érinti a gazdasági növekedés jövőbeli alakulását ezen országokban. Az aktív korú népesség részarányának csökkenése ugyanis az adók valószínűsíthető emelkedésén és az idősek alacsonyabb megtakarítási hajlandóságán keresztül a beruházási ráta és a megtakarítási ráta csökkenését eredményezi, lassúbb tőkefelhalmozást és – így – lassúbb technológiai fejlődést előrevetítve. Következésképpen a népesség csökkenése ugyan közvetett módon, de negatívan hat a KKE országok hosszú távú egyensúlyi növekedésére (kibocsátására).

¹⁰ A Solow-modellben az egy (effektív) főre jutó kibocsátás hosszú távú egyensúlyi szintje a népesség csökkenésével párhuzamban növekszik.

Változók listája (adatok forrása)

A : technológiai színvonal (saját számítás)

δ : amortizációs ráta (kalibrálás)

E : foglalkoztatottak száma (Eurostat)

g : a technológiai fejlődés üteme (számítás A alapján)

H : ledolgozott munkaórák száma a gazdaságban (TED)

h : fajlagos humán tőke állomány (saját számítás)

K : aggregát fizikai tőke állomány (saját számítás)

K' : fizikai tőke input / fizikai tőke termelési szolgáltatása

L : munkaerő-állomány / munka input / munka termelési szolgáltatása

$L_{A,i}$: kutatók száma az i vállalatnál

MFP : teljes tényező termelékenység (multifactor productivity) (saját számítás)

n : a munkaerő állomány / a népesség növekedési üteme (PWT 6.3)

Q^H : a munka hatékonysági multiplikátora / szorzója (saját számítás)

Q^K : a fizikai tőke hatékonysági multiplikátora / szorzója (saját számítás)

r : az iskolai évek hozama (kalibrálás)

$s_{K'}$: a fizikai tőke részesedése a jövedelmekből ($1 - s_L$)

s_L : a munka részesedése a jövedelmekből (AMECO)

sy : a munkaerő iskolai éveinek száma (Barro – Lee (2010) adatbázis)

sy_{adj} : az iskolai évek minőséggel korrigált értéke (saját számítás)

Y : kibocsátás / reál GDP vásárlóerő-paritáson (PWT 6.3)

y : reál GDP/fő vásárlóerő-paritáson (rgdpl, PWT 6.3)

λ_t : a konvergencia pillanatnyi sebessége

$\bar{\lambda}$: a konvergencia átlagos sebessége

\hat{y} : az effektív munkára eső kibocsátás $\hat{y} = Y / (AL)$

Y : relatív jövedelmi pozíció ($Y_t = \hat{y}_t / \hat{y}^*$)

* : a megfelelő változók steady-state értéke

Hivatkozások

1. Aghion, Philippe – Howitt, Peter (1992): A Model of Growth through Creative Destruction. *Econometrica*, vol.60, no.2, pp.323-351.
2. Aghion, Philippe – Howitt, Peter (1998): *Endogenous Growth Theory*. MIT Press
3. Antal László (2004): Fenntartható-e a fenntartható növekedés? *Közgazdasági Szemle Alapítvány*, Budapest
4. Aslund, Anders (2010): *The last shall be the first: the east european financial crisis*. The Peterson Institute for International Economics.
5. Atoyan, Ruben (2010): Beyond the Crisis: Revisiting Emerging Europe's Growth Model. *Working Paper*, no.WP/10/92, International Monetary Fund.
6. Blanchard, Olivier – Kremer, Michael (1997): Disorganization. *Quarterly Journal of Economics*, vol.112, no.4, pp.1091-1126.
7. Bosworth, Barry P. – Collins, Susan M. (2003): The empirics of growth: An update. *Brookings Papers on Economy Activity*, vol.34, no.2, pp.113-179.
8. Caselli, Francesco (2005): Accounting for cross-country income differences. In Aghion, Philippe – Durlauf, Steven N. (eds): *Handbook of Economic Growth*. Elsevier, North-Holland, Amsterdam, pp.679-742.
9. Caselli, Francesco – Tenreyro, Silvana (2005): Is Poland the next Spain? *NBER Working Paper Series*, no.11045.
10. Darvas, Zsolt (2010): The impact of the crisis on budget policy in Central and Eastern Europe. *OECD Journal on Budgeting*, vol.10, no.1, pp.1-42.
11. Darvas, Zsolt (2011): Beyond the Crisis: Prospects for Emerging Europe. Discussion Paper, no.2011/3, MTA Közgazdaságtudományi Intézet
12. Dedák, István (2000): A gazdasági felzárkózás növekedésméleti összefüggései. *Közgazdasági Szemle*, vol.47, no.6, pp.411-430.
13. Dinopoulos, Elias – Thompson, Peter (1998): Schumpeterian growth without scale effects. *Journal of Economic Growth*, vol.3, no.4, pp.313-335.
14. Doyle, Peter – Kuijs, Louis – Jiang, Guorong (2001): Real convergence to EU income levels: Central Europe from 1990 to the long term. *Working Paper*, no.WP/01/146, International Monetary Fund.
15. Eicher, Theo S. – Turnovszky, Stephen J. (2001): Transitional dynamics in a two-sector non-scale growth model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol.25, no.1-2., pp.85-113.
16. Erdős, Tibor (2000a): A fenntartható növekedés egyensúlyi feltételei – I. *Közgazdasági Szemle*, vol.47, no.2, pp.101–115.
17. Erdős, Tibor (2000b): A fenntartható növekedés egyensúlyi feltételei – II. *Közgazdasági Szemle*, vol.47, no.3, pp.215–229.
18. Erdős, Tibor (2004a): Mekkora lehet Magyarországon a fenntartható növekedés üteme? – I. *Közgazdasági Szemle*, vol.51, no.5, pp.389–414.
19. Erdős, Tibor (2004b): Mekkora lehet Magyarországon a fenntartható növekedés üteme? – II. *Közgazdasági Szemle*, vol.51, no.6, pp.530-559.

20. Ganev, Kaloyan (2005): Measuring total factor productivity: growth accounting for Bulgaria. *Discussion Paper*, no.48/2005, Bulgarian National Bank.
21. Ha, Joonkyung – Howitt, Peter (2007): Accounting for trends in productivity and R&D: a Schumpeterian critique of semi-endogenous growth theory. *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 39, no.4, pp.733-774.
22. Hall, Robert E. – Jones, Charles I. (1999): Why do some countries produce so much more output per worker than others? *Quarterly Journal of Economics*, vol.114, no.1, pp.83-116.
23. Hanushek, Eric A. – Woessmann, Ludger (2009): Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, economic outcomes, and causation. *NBER Working Paper Series*, no. 14633.
24. Hauk, William R. Jr. – Wacziarg, Romain (2009): A Monte Carlo study of growth regressions. *Journal of Economic Growth*, vol.14, no.2, pp.103-147.
25. Inklaar, Robert – Timmer, Marcel P. (2008): GGDC Productivity Level Database: International comparisons of output, inputs and productivity at the industry level. *Research Memorandum*, no.GD-104, Groningen Growth and Development Centre.
26. International Monetary Fund (IMF) (2003): Romania. *Country Report*, no.03/12.
27. International Monetary Fund (IMF) (2008): Lithuania. *Country Report*, no.08/140.
28. International Monetary Fund (IMF) (2010): Bulgaria. *Country Report*, no.10/159.
29. Iradian, Garbis (2007): Rapid growth in transition economies: Growth-accounting approach. *Working Paper*, no.WP/07/164, International Monetary Fund.
30. Islam, Nazrul (1995): Growth empirics: a panel data approach. *Quarterly Journal of Economics*, vol.110, no.4, pp.1127–1170.
31. Jones, Charles I. (1995): R&D-Based Models of Economic Growth. *Journal of Political Economy*, vol.103, no.4, pp.759-784.
32. Jongen, Egbert L. W. (2004): An analysis of past and future GDP growth in Slovenia. *Working Paper*, no.25, Institute for Economic Research, Slovenia.
33. King, Robert G. – Levine, Ross (1994): Capital fundamentalism, economic development, and economic growth. *Policy Research Working Paper*, no.1285, World Bank.
34. Király, Júlia (2009): A tornádó és a hurrikán – a 2007. év válságos hatásai. In Muraközy László (szerk.): *A jelen a jövő múltja*. Akadémiai Kiadó, Budapest, pp.295-332.
35. Komai, János (1993): Transzformációs visszaesés. Egy általános jelenség vizsgálata a magyar fejlődés példáján. *Közgazdasági Szemle*, vol.40, no.7-8, pp.569-599.
36. Laincz, Christopher A. – Peretto, Pietro F. (2006): Scale effects, an error of aggregation not specification: empirical evidence. *Journal of Economic Growth*, vol.11, no.3, pp.263-288.
37. Mankiw, N. Gregory – Romer, David – Weil, David N. (1992): A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, vol.107, no.2, pp.407-437.
38. Mellár, Tamás (2001): Mikor éri el a magyar gazdaság fejlettsége az Európai Unió átlagát? *Közgazdasági Szemle*, vol.48, no.12, pp.411-430.

39. Mourre, Gilles (2009): What explains the differences in income and labour utilisation and drives labour and economic growth in Europe? A GDP accounting perspective. *Economic Papers*, no.354, European Commission ECFIN.
40. Nagy, Pongrác (2003): *From command to market economy in Hungary under the guidance of the IMF*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
41. Nehru, Vikram – Dhareshwar, Ashok (1993): A new database on physical capital stock: Sources, methodology and results. *Revista de Análisis Económico*, vol.8, no.1, pp.37-59.
42. O'Mahony, Mary – Timmer, Marcel P. (2009): Output, input and productivity measures at the industry level: The EU KLEMS Database. *The Economic Journal*, vol.119, no.538, pp.374-403.
43. Peretto, Pietro F. (1998): Technological Change and Population Growth. *Journal of Economic Growth*, vol.3, no.4, pp.283-311.
44. Psacharopoulos, George (1994): Returns to investment in education: A global update. *World Development*, vol.22, no.9, pp.1325-1343.
45. Pula, Gábor (2003): Capital stock estimation in Hungary: A brief description of methodology and results. *Working Paper*, no.2003/7, Hungarian National Bank.
46. Rapacki, Ryszard – Próchniak, Mariusz (2009): Economic growth accounting in twenty-seven transition countries, 1990–2003. *Eastern European Economics*, vol.47, no.2, pp.69-112.
47. Romer, Paul M. (1990): Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, vol.98, no.5, pp.71-102.
48. Rööm, Marit (2001): Potential output estimates for Central and East European countries using production function method. *Working Paper*, no.2001/2, Bank of Estonia.
49. Salsecci, Gianluca – Pesce, Antonio (2008): Long-term growth perspectives and economic convergence of CEE and SEE countries. *Transition Studies Review*, vol.15, no.2, pp.225-239.
50. Segerstrom, Paul S. (1998): Endogenous Growth without Scale Effects. *American Economic Review*, vol.88, no.5, pp.1290-1310
51. Steger, Thomas M. (2007): On the mechanics of economic convergence. *German Economic Review*, vol.7, no.3, pp.317-337.
52. Temple, Jonathan R.W. – Mathunjwa, Jochonia S. (2006): Convergence behaviour in exogenous growth models. *Discussion Paper*, no.06/590, Department of Economics, University of Bistol.
53. Vanags, Alf – Bems, Rudolfs (2005): Growth acceleration in the Baltic States: What can growth accounting tell us? *Research Report*, Baltic International Centre for Economic Policy Studies.
54. Van Leeuwen, Bas – Földvári, Péter (2011): Capital accumulation and growth in Hungary, 1924–2006. *Acta Oeconomica*, vol.61, no.2, pp.143-164.
55. Varga, Attila (2009): *Térszerkezet és gazdasági növekedés*. Budapest: Akadémiai Kiadó.
56. Veress, József (1994): *A gazdaságpolitika változó súlypontjai*. Akadémia Kiadó, Budapest.
57. Young, Alwyn (1995): The tyranny of numbers: Confronting the statistical realities of the East Asian growth experience. *Quarterly Journals of Economics*, vol.110, no.3, pp.641-680.

Tézisekhez kapcsolódó publikációk

1. Dedák, István – Dombi, Ákos (2009): Konvergencia és növekedési ütem. *Közgazdasági Szemle*, vol.56, no.1, pp.19-45.
2. Dombi, Ákos (2013a): The sources of economic growth and relative backwardness in the Central Eastern European countries between 1995 and 2007. *Post-Communist Economies* (megjelenés alatt)
3. Dombi, Ákos (2013b): Gazdasági növekedés és fejlettség Közép-Kelet-Európában a transzformáció után. *Pénzügyi Szemle* (megjelenés alatt)
4. Dombi, Ákos (2013c): Scale effects in idea-based growth models: a critical survey. *Acta Oeconomica* (megjelenés alatt)

Tézisekhez nem kapcsolódó publikációk

Magyar nyelven

Könyv / Könyvfejezet:

1. Oroszország. In Veress József (ed.): *Gazdaságpolitika a globalizált világban*. Typotex Kiadó, Budapest, 2009.
2. Németország. In Veress József (ed.): *Gazdaságpolitika a globalizált világban*. Typotex Kiadó, Budapest, 2009.
3. Olaszország. In Veress József (ed.): *Gazdaságpolitika a globalizált világban*. Typotex Kiadó, Budapest, 2009.
4. Az Egészségügy. In Veress József (ed.): *A gazdaságpolitika nagy elosztórendszerei*. Typotex Kiadó, Budapest, 2007.

Szakmai Folyóirat / Kiadvány:

1. Gazdaságpolitikai reflexiók a 2006-os Konvergencia Program ürügyén. *Pénzügyi Szemle*, 2006, vol.51, no.4. (with: Bokor László - György László - Veress József)
2. Az extern inflációs többlet Magyarországon és az euró bevezetésének optimális időpontja. *Külvgazdaság*, 2003, vol.47, no.12.

Egyetemi jegyzet:

1. Növekedéspolitika. *MSc oktatási segédanyag*, 2012.
2. Dilemmák az euró bevezetése körül Magyarországon. In Veress József (ed.): *Gazdaságpolitika a globális világban. MBA oktatási segédanyag*, 2005.

Konferencia Kiadvány:

1. A megtakarítások és a növekedés kapcsolatának vizsgálata néhány empirikus eredmény tükrében. *Tavaszi Szél PhD konferencia*, Debrecen, 2005.
2. Az Európai Unió bővítéséből adódó nemzetközi migráció gazdasági vonatkozásai Magyarországra. *Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem országos PhD konferencia*, 2004 (with: Honvári János).

Angol nyelven

Könyv/Könyvfejezet:

1. The Anatomy of External Technology Spillovers. In Veress József (ed.): *A közgazdaságtudomány tisztessége*. Műegyetemi Kiadó, Budapest, 2008.

Szakmai Folyóirat/Kiadvány:

1. The Inflationary Surplus in Hungary and the Optimal Timing of the Introduction of Euro. *Műhelytanulmányok*, Budapesti Műszaki és Gazdaságtudományi Egyetem, 2004, no.3.

Konferencia Kiadvány:

1. The Real Essence of the Balassa-Samuelson Effect. *Nemzetközi PhD konferencia*, Brno, 2003

