

## **Agglomeráció, regionális növekedés és konvergencia**

### **Agglomeration, regional growth and convergence**

**Czaller László** A tanulmány célja, hogy – szakítva a neoklasszikus Hétfa Kutatóintézet Solow-modell zárt gazdaságokra tett feltevésével – E-mail: egy olyan elméleti modellkeretet alakítson ki, amely czallerlaszlo@hetfa.hu számol az agglomerációs előnyökből fakadó külső növekvő mérethozadék, valamint a termelési tényezők szabad áramlásának lehetőségével, így pontosabb és részletesebb előrejelzéseket képes adni a regionális növekedést befolyásoló tényezők hatásirányairól. A vázolt modellkereten alapuló regressziós becslések eredményei szerint Magyarországon az urbanizáltság korai szintje, a népességnövekedés és a foglalkoztatás szektorális átrétegződése hosszú távon hozzájárul az urbanizált térségek fejlődéséhez. A vizsgálat eredményei a feltételes konvergencia hipotézisét is megerősítették. A becsült konvergencia-ütem magasabb, mint az országos keresztmetszeti vizsgálatok során kapott 2%-os érték. Az eredmények a modellspecifikáció változására robusztusak.

**Kulcsszavak:** regionális növekedés, tényezőáramlás, termelékenység, agglomerációs gazdaság, konvergencia

This paper aims to build a regional growth model which rules out Solow's assumption of closed economies and accounts for agglomeration economies and also production factor mobility. The model provides more detailed and life-like predictions on regional growth determinants, than the neoclassical model does. An application of this model to the study of regional growth in Hungary over the period 1993–2012 indicates that the initial size of urbanization, population growth and structural changes in the employment of local economies contribute to long-term growth. The hypothesis of conditional convergence has also been verified. The estimated convergence rate exceeds the national cross-sectional values of 2%, found in many studies. The results seem to be robust when based on the changes of the model specification.

**Keywords:**  
regional growth,  
factor mobility,  
productivity,  
agglomeration economics,  
convergence

*Beküldve:* 2016. február 15.

*Elfogadva:* 2016. május 2.

## Bevezetés

A reálkonvergencia az 1990-es évek során a gazdasági növekedés témakörének egyik kiemelt kérdésévé vált, ami az empirikus vizsgálatok megsokszorozódását is maga után vonta (Caselli et al. 1996, Temple 1999, Durlauf et al. 2005, Islam 2003). A kutatók fokozott érdeklődésének elsődleges oka az volt, hogy a Romer (1986, 1990) és a Lucas (1988) munkái nyomán útjára induló endogén növekedésmélelet, valamint a Solow (1956) nevéhez fűződő neoklasszikus megközelítés relevanciáját és a gazdasági növekedés folyamatának megértésében játszott szerepét egyaránt a konvergencia tapasztalati vizsgálatával igyekeztek alátámasztani (Romer 1994). Az endogén növekedésmélelet megjelenésének egyik oka az volt, hogy a neoklasszikus modell előrejelzéseit, köztük az abszolút konvergencia hipotézisét nem lehetett tapasztalati úton igazolni. Az elméleti kritikákra a neoklasszikus választ Barro és Sala-i-Martin (1992a), illetve Mankiw és szerzőtársai (1992) a feltételes konvergencia lehetőségének bevezetésével adták meg, hangsúlyozva, hogy a Solow-modell szerint a gazdaságok saját állandósult állapotukhoz, s nem egy közös jövedelemszinthez konvergálnak. A két úttörő tanulmányt az országok és a régiók szintjén végzett ökonometriai elemzések egész sora követte, változatos mintákon és módszertannal.

A tapasztalati elemzések területi szintjének megválasztását, valamint az elemzések alapjaként szolgáló neoklasszikus modell zárt gazdaságra vonatkozó feltevésének érvényességét azonban több kritika érte (Magrini 2004). De Long és Summers (1991), valamint Mankiw (1995) már igen korán felhívták a figyelmet arra, hogy a zárt gazdaság koncepciója a konvergencia vizsgálata során túl erős feltevés, hiszen a gazdasági növekedés tanulmányozásának természetes megfigyelési egységei minden esetben olyan gazdaságok, melyek között jellemző a termelési tényezők áramlása, illetve olyan egyéb társadalmi interakciós mechanizmusok, melyek szoros kapcsolatban állnak a gazdaságok relatív földrajzi elhelyezkedésével.<sup>1</sup> A kritikák ellenére a zárt gazdaság feltételezése mégis általános maradt a konvergencia tesztelésekor, ráadásul nem kizárólag az országok keresztmetszetén, hanem a regionális szinten végzett vizsgálatokban is, figyelmen kívül hagyva azt a tényt, hogy az országok és a régiók nem tetszőlegesen felcserélhető megfigyelési egységek (Abreu et al. 2005, Magrini 2004). Az országok esetében a zártság feltételezése bizonyos körülmények között valamennyire védhető, ugyanakkor a régiók szintjén a tényezők földrajzi térben történő áramlásának figyelembevétele megkerülhetetlen. Az országokon belüli közigazgatási egységek határai az országhatárokkal ellentétben általában nem esnek egybe nyelvi, kulturális határvonalakkal, így a munkaerő, a tőke, illetve a tudás áramlása kevésbé ütközik korlátokba. A regionális konvergencia vizsgálata tehát megköveteli, hogy szakítsunk a zárt gazdaság feltételezésével, és a régiók közötti kapcsolatok különböző csatornáival részletesebben foglalkozzunk.

A regionális növekedés és konvergencia jelenlegi empirikus irodalma a neoklasszikus modell térbeli kiterjesztésén alapul (lásd Fingleton–López-Bazo 2006, Egger–Pfaffermayr 2006, Ertur–Koch 2007, Fisher 2011), melyben a régiók változatlanul zárt gazdaságnak tekinthetők, a térbeli interakciók pedig a regionális tőkeakkumuláció során, a tapasztalati úton szerzett tudás („*learning-by-doing*”) túlsordulásából adódnak.<sup>2</sup> A termelési tényezők áramlásának kérdésével és konvergenciára gyakorolt hatásaival csupán az utóbbi évtizedben kezdtek részletesebben foglalkozni a regionális növekedés irodalmában (Sun et al. 2010, Pfaffermayr 2012). A kiterjesztett térbeli modellekre alapozott empirikus vizsgálatok egybehangzó tanulsága, hogy a régiók állandósult állapotát meghatározó két tényező, a népességnövekedés és a beruházások kibocsátásarányos mértéke endogén. Ez a tapasztalat egybevág Goetz és Hu (1996), valamint Cho (1996) korábbi feltételezésével, mely szerint a két változó maga is a jövedelem függvénye. Ennek

<sup>1</sup> De Long és Summers (1991) a térbeliség szerepét a Benelux államok, valamint a Skandináv-félsziget államainak példáján mutatták be. Érvelésük szerint ezeket az országcsoportokat a földrajzi közelségből fakadóan számos olyan kulturális és gazdasági tényező fűzi egymáshoz, ami elképzelhetetlenné teszi, hogy ezek az országok gyökeresen eltérő fejlődési pályán haladjanak (De Long–Summers 1991, 456. o.).

<sup>2</sup> A tudás túlsordulásának ez a megközelítése Arrow (1962) nyomán terjedt el, aki úgy találta, hogy a tőkeberuházások alkalmával szerzett tapasztalatok növelik az elérhető tudás szintjét, amely a technológiai túlsordulás folyamatán keresztül idővel a gazdaság összes szereplője számára hozzáférhetővé válik, hiszen részben a közjószágok tulajdonságaival rendelkezik (Romer 1986).

egyik legfőbb oka a tényezőáramlások lehetőségében és irányában rejlik. Amennyiben a munkaerő és a tőke a magasabb várható megtérülés miatt azokba a régiókba áramlik, ahol a jövedelem szintje eleve magasabb, a változók egyidejűsége miatt a konvergencia ütemére torzított becsléseket kaphatunk (Cho 1996).<sup>3</sup>

A tényezők magasabb jövedelemszinttel jellemezhető urbanizált térségekbe történő áramlását – többek között – az agglomerációs előnyökből fakadó növekvő mérethozadék okozhatja, melynek figyelmen kívül hagyása a becslés megbízhatóságának szempontjából jelentősen megkérdőjelezhető. Fingleton és Fisher (2010) a Solow-modell és az új gazdaságföldrajz béregyenletének összehasonlító célzatú empirikus elemzése során arra a következtetésre jutott, hogy a helyi növekvő mérethozadék hatásait figyelembe vevő béregyenletek magasabb magyarázó erővel bírnak a jövedelem regionális egyenlőtlenségeinek alakulásában az Európai Unió NUTS-2 régióinak esetében. A külső növekvő mérethozadék, valamint a termelési tényezők áramlásának figyelembevétele tehát megkerülhetetlen a regionális növekedés vizsgálata során.

Jelen tanulmány célja egy olyan strukturális modell kialakítása, mely szakítva a zárt gazdasági feltevéssel, megengedi a munkaerő és a tőke mozgását, valamint a konvergencia lehetőségét agglomerációs hatások jelenlétében vizsgálja. A tanulmányban javasolt modell a neoklasszikus növekedésmélet, valamint az új gazdaságföldrajz gondolatkeretét ötvözi. Az elméleti modell bemutatását annak a gyakorlati alkalmazása követi, melynek keretein belül a hazai kistérségek növekedését meghatározó tényezőket és a feltételes konvergencia lehetőségét elemezzük.

A tanulmány első fejezetében az elemzést alapozó strukturális modellt, a másodikban a becslési eljárást és az adatokat mutatjuk be. A harmadik fejezetben az eredményeket értékeljük. A tanulmányt az elemzés tanulságainak összefoglalásával zárjuk.

## A regionális növekedés nyitott gazdasági modellje

A regionális növekedési modellünk kiindulópontja egy olyan egyszektoros nyitott gazdaság, ahol a reprezentatív vállalat termelési feltételeit

$$Y_{i,t} = K_{i,t}^\alpha (A_{i,t} L_{i,t})^{1-\alpha} \quad (1)$$

Cobb-Douglas termelési függvény írja le, ahol  $Y_{i,t}$  jelöli a kibocsátást az  $i$ -edik térségben és  $t$ -edik évben,  $K_{i,t}$  a tőke,  $L_{i,t}$  a munkaerő mennyisége,  $A_{i,t}$  pedig a munkakiterjesztő (Harrod-neutrális) technológia szintje. Legyen továbbá  $\hat{y}_{i,t} = Y_{i,t}/A_{i,t}L_{i,t}$  és  $\hat{k}_{i,t} = K_{i,t}/A_{i,t}L_{i,t}$  a kibocsátás és a tőke hatékony munkaegységekre vetített értéke. Az agglomerációs előnyökből fakadó külső növekvő mérethozadék a munkakiterjesztő technológia színvonalán keresztül épül be a modellbe, melyet – a gazdaságföldrajzi

<sup>3</sup> Többek között ezzel magyarázható, hogy a regionális konvergencia sebességére kapott becslések túl alacsonyak, az országos szinten végzett elemzések során általánosan a 2% körüli értéket közelítik (Abreu et al. 2005).

irodalomban megszokott módon (Combes et al. 2008, Combes–Gobillon 2015) – a térség népességszámának függvényében adunk meg:

$$A_{i,t} = L_{i,t}^{\phi} \quad (2)$$

ahol  $\phi$  ( $0 < \phi < 1$ ) az agglomerációs hatások erősségét mérő paraméter. Duranton és Puga (2004) három fő mechanizmust nevezett meg, mint a termelőtevékenységek és a népesség földrajzi koncentrációjából származó előnyök lehetséges forrásait, melyek az említett függvényspecifikációt indokolják. Ezek a tényezőmegosztás (*input sharing*), a hatékonyabb párosítás (*matching*) és a tanulás (*learning*).<sup>4</sup> A tényezők megosztása a magas állandó költséggel bíró létesítmények és a specializált beszállítók helyi bázisának megosztását, illetve a munkaerőpiac egyesítésének lehetőségét foglalja magában. Emellett az urbanizált térségek kiterjedt munkaerőpiacain a munkavállalók és a munkáltatók közötti párosítás gyorsabban és hatékonyabban megy végbe, melynek következtében a városokban működő vállalatok alacsonyabb keresési, illetve belső alkalmazkodási költségekkel szembesülnek, valamint a munkaerőpiaci súrlódások is csekélyebb mértékűek (Helsley–Strange 1990, Wheeler 2001). Végül kiemelt jelentőségűek az urbanizált környezet adta tanulási lehetőségek, valamint a tudás lokális túlszordulásából adódó termelékenységi előnyök is (Glaeser 1999, Storper–Venables 2004, Lengyel 2004).<sup>5</sup> Esetünkben a külső növekvő mérethozadék hatásai helyi szinten érvényesülnek, mint Moreno és Trehan (1997) elemzésének esetében, a régióhatárokon történő túlszordulás lehetőségétől most eltekintünk.

A térségek közötti interakciók első forrása a munkaerő-vándorlás, melynek modellezése során azt feltételezzük, hogy a migrációs döntések háttérében a munka megtérülésének vagy másképpen az átlagos bérszínvonalnak a területi különbségei állnak (Barro–Sala-i-Martin 1992b, 2004, Faini 1996, Pfaffermayr 2012). Feltesszük, hogy a munkaerő azokba a térségekbe áramlik, ahol a befektetett munka megtérülése, azaz a várható jövedelem magasabb.<sup>6</sup> Mivel azonban a munkavállalók nem tökéletesen előrelátók, a migrációs döntés az aktuális bérek különbségein alapul. Ennek megfelelően a térségek vándorlási egyenlegét leíró függvény

$$\xi_i(w_{1,t_0}, w_{2,t_0}, \dots, w_{N,t_0}) = \mathcal{X} \left( w_{i,t_0} - \sum_{j=1}^N m_{ij} w_{j,t_0} \right) \quad (3)$$

<sup>4</sup> Természetesen a szakirodalomban számos egyéb klasszifikációs lehetőség is létezik, ezekről lásd többek között Parr (2002), illetve Lengyel–Mozsár (2002).

<sup>5</sup> A népesség térbeli koncentrációja mindezek mellett a helyi vásárlóerő bővülésén keresztül is hat a gazdasági növekedésre. Növekvő mérethozadék jelenlétében a helyi piac mérete továbbra is arra ösztönzi a vállalatokat, hogy tevékenységüket a sűrűn lakott nagyvárosi térségekbe összpontosítsák (Head et al 2002).

<sup>6</sup> A vándorlási folyamatok mikroszintű megalapozásának érdekében a munkavállalók helyválasztási döntéseit haszonelméleti alapokon kellene megközelíteni, ugyanakkor ennek kivitelezése a modellt olyan szinten bonyolítaná, hogy le kellene mondanunk a modell ökonometriai becslésének lehetőségéről. A jelen tanulmányban alkalmazott migrációs követelmény ugyanakkor lehetőséget teremt arra, hogy a növekedési modellünkben levezethetővé váljon egy empirikusan tesztelhető redukált formájú modell.

szerint alakul, ahol  $w_{i,t_0}$  jelöli a bért  $t_0$  kezdő időpontban,  $\chi > 0$  a migrációs folyamatok intenzitását mérő paraméter,  $m_{ij}$  pedig a térségek közötti migrációs kapcsolatokat reprezentáló sornormalizált  $\mathbf{M}$  térbeli súlymátrix  $i$ -edik és  $j$ -edik eleme.<sup>7</sup> A (3) függvény szerint az  $i$ -edik térségben a vándorlási egyenleg akkor lesz pozitív, ha a munka megterüése  $i$ -ben magasabb, mint a többi térség  $\mathbf{M}$  elemeivel súlyozott átlaga. Ennek értelmében az  $i$ -edik térség népességének növekedési ütemét ( $\eta_i$ ) az exogén természetes szaporodás és a migrációs folyamatok komponensei együttesen határozzák meg:

$$\eta_i = n_i + \xi_i(w_{1,t_0}, w_{2,t_0}, \dots, w_{N,t_0}) \quad (4)$$

ahol  $n_i$  a természetes szaporodásból adódó népességnövekedés üteme. A térségek közötti kapcsolatokat megalapozó másik tényező a tőke áramlása, melynek vizsgálatahoz szakítunk a Solow-modell konstans megtakarítási rátára vonatkozó feltevésével, és a beruházási döntések meghozatalát a vállalatok profitmaximalizálási gyakorlatából vezetjük le. Az alkalmazott megközelítés lényegében a Tobin- $q$  modell logikáját követi, melyről részletesebben lásd Romer (2012) munkáját. A vállalatok szabadon hitelezhetnek és vehetnek fel kölcsönt az országos kötvénypiacon időben konstans  $r$  kamatlábak mellett, mely a vállalatok számára adott (Barro–Sala-i-Martin 2004, Shioji 2001, Duczynski 2003, Pfaffermayr 2012). A beruházás ugyanakkor alkalmazkodási költségekkel jár, mely a beruházás mértékétől ( $I_{i,t}$ ), a rendelkezésre álló tőke mennyiségétől ( $K_{i,t}$ ), valamint az alkalmazkodás sebességét leíró pozitív  $b$  paramétertől függ:  $I_{i,t}(1 + bI_{i,t}/2K_{i,t})$ . A tőkeakkumuláció dinamikáját leíró differenciálegyenlet  $\delta_i$  az amortizációs ráta mellett:

$$\dot{K}_{i,t} = I_{i,t} - \delta_i K_{i,t}$$

Ilyen körülmények között a vállalat a profit diszkontált jelenértékét maximalizálja:

$$\max_{I_{i,t}, K_{i,t}, L_{i,t}} \int_0^{\infty} e^{-rt} \left[ K_{i,t}^{\alpha} (A_{i,t} L_{i,t})^{1-\alpha} - w_{i,t} L_{i,t} - I_{i,t} \left( 1 + \frac{b I_{i,t}}{2 K_{i,t}} \right) \right]$$

A probléma megoldásának lépéseit és az elsőrendű feltételeket a Függelék „A” része tartalmazza. A tőke árnyékárát<sup>8</sup>  $q$ -val jelölve a beruházási magatartás az  $i$ -edik régióban

$$\dot{\hat{k}}_{i,t} = \left( \frac{q-1}{b} - \delta_i \right) \hat{k}_{i,t} - (1+\phi)\eta_i \hat{k}_{i,t} \quad (5)$$

$$\dot{q} = (r + \delta_i)q - \left[ \alpha \hat{k}_{i,t}^{\alpha-1} + \frac{(q-1)^2}{2b} \right] \quad (6)$$

egyenletrendszer segítségével írható fel. Az állandósult állapotban  $\dot{\hat{k}}_{i,t} / \hat{k}_{i,t} = 0$  és  $q=0$ , így (5) egyenletből következik, hogy

$$q^* = 1 + b g_i \quad (7)$$

<sup>7</sup> Adott régió önmagának nem szomszédja, ezért  $\mathbf{M}$  mátrix diagonális elemei nullák.

<sup>8</sup> A tőke árnyékára a tőke árának és marginális költségének összegeként adódik (lásd Függelék A).

ahol  $g_i = ((1 + \phi)\eta_i + \delta_i)$ .<sup>9</sup> Ez követően (6) és (7) egyenletek kombinálásával kifejezhető az egy hatékony munkaegységre vetített tőke határterméke a régió állandósult állapotában:

$$\alpha \hat{k}_i^{*\alpha-1} = (r + \delta_i)(1 + bg_i) - \frac{bg_i^2}{2} \quad (8)$$

Felhasználva, hogy  $\frac{\dot{\hat{k}}_{i,t}}{\hat{k}_{i,t}} = d \ln \hat{k}_{i,t} / dt$  és  $\hat{k}_{i,t}^{-(1-\alpha)} = \exp[-(1-\alpha) \ln \hat{k}_{i,t}]$ , a rendszer elsőfokú Taylor-közelítése az állandósult állapot közelében  $\ln \hat{k}_i^*$  és  $q$  szerint:

$$\begin{bmatrix} \frac{\dot{\hat{k}}_{i,t}}{\hat{k}_{i,t}} \\ \dot{q} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1/b \\ (1-\alpha)\hat{k}_i^{*\alpha-1} & r - (1+\phi)\eta_i \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ln(\hat{k}_{i,t}/\hat{k}_i^*) \\ q - q^* \end{bmatrix} \quad (9)$$

Legyen (9)-ben a mátrix stabil sajátértéke  $\lambda_i$ . Ekkor az egy hatékony munkaegységre jutó kibocsátás növekedési üteme az állandósult állapot közelében

$$\frac{d}{dt} \ln(\hat{k}_{i,t}/\hat{k}_i^*) = -\lambda_i \ln(\hat{k}_{i,t}/\hat{k}_i^*) \quad (10)$$

ahol

$$\lambda_i = -\frac{1}{2b} \left[ \left( (\eta_i b \Phi + br - b)^2 - 4(\alpha^2 b \hat{k}_i^{*\alpha-1} - b^2 \eta_i \Phi + b^2 r - \alpha b \hat{k}_i^{*\alpha-1}) \right)^{1/2} + b \eta_i \Phi - br - b \right]$$

és  $\Phi = 1 + \phi$ . A Solow-modellben a konvergencia üteme az exogén népességnövekedés és technológiai haladás, valamint az értékcsökkenési ráta pozitív függvénye. Agglomerációs előnyök és mobil termelési tényezők mellett azonban a hatásstruktúra összetettebbé válik, melyben a népességnövekedés mellett az egy hatékony munkaegységre jutó tőke állandósult állapotban adandó határterméke, valamint az agglomerációs hatások és az alkalmazkodás sebességét leíró paraméterek is befolyásoló tényezőként hatnak.

Megoldva a (10) differenciálegyenletet, valamint figyelembe véve, hogy  $\hat{y}_{i,t} = \hat{k}_{i,t}^\alpha$  miatt  $\ln \hat{y}_{i,t}$  és  $\ln \hat{k}_{i,t}$  időbeli pályája azonos:

$$\ln \hat{y}_{i,t} = e^{-\lambda_i t} \ln \hat{y}_{i,t_0} + (1 - e^{-\lambda_i t}) \ln \hat{y}_i^* \quad (11)$$

Behelyettesítve (8) egyenletet a termelési függvénybe, majd ezt kombinálva (11) egyenlettel:

$$\ln \hat{y}_{i,t} = e^{-\lambda_i t} \ln \hat{y}_{i,t_0} + \frac{\alpha(1 - e^{-\lambda_i t})}{1 - \alpha} \ln \alpha - \frac{\alpha(1 - e^{-\lambda_i t})}{1 - \alpha} \ln \left( (r + \delta_i)(1 + bg_i) - \frac{bg_i^2}{2} \right)$$

<sup>9</sup> A Tobin- $q$  modellben a tőke árnyékára az állandósult állapotban  $q = 1$ . Az eltérés oka, hogy a kanonikus modell nem számol népességnövekedéssel és tőkeamortizációval, valamint a technológia színvonala is állandó.

Kihasználva, hogy  $\ln \hat{y}_{i,t} = \ln y_{i,t} - \ln A_{i,t}$  az egyenlet átírható az egy főre jutó kibocsátásra:

$$\ln y_{i,t} = \frac{\alpha(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln \alpha + e^{-\lambda t} \ln y_{i,t_0} + (1-e^{-\lambda t}) \phi \ln L_{i,t_0} + (t-t_0 e^{-\lambda t}) \phi \eta_i - \frac{\alpha(1-e^{-\lambda t})}{1-\alpha} \ln \left( (r+\delta_i)(1+bg_i) - \frac{bg_i^2}{2} \right) \quad (12)$$

A (12) egyenlet alapján a népességváltozás két irányban hat az egy főre jutó kibocsátás növekedésére. Először is az amortizációs rátával interakcióban az effektív értékcsökkenés, azaz  $\ln \left( (r+\delta_i)(1+bg_i) - \frac{bg_i^2}{2} \right)$  változó részeként negatív hatást gyakorol a növekedésre. Ez a hatásirány a neoklasszikus Solow-modellből is ismerős lehet: növekvő népességszám, de változatlan, vagy lassabb ütemben növekvő kibocsátás mellett az egy főre jutó érték fokozatosan csökken. Ezzel ellentétes hatás várható azonban az agglomerációs előnyök jelenléte miatt. Az urbanizációs folyamatok felerősítik a külső növekvő mérethozadék háttérében megbúvó agglomerációs mechanizmusokat, melyek a munkatermelékenységre gyakorolt azonnali statikus hatásukon keresztül a tőkeállomány változatlansága mellett magasabb egy főre jutó kibocsátást eredményeznek. Az agglomerációs előnyökből fakadó külső mérethozadék munkatermelékenységre gyakorolt hatásai azonban nem kizárólag csak statikusak lehetnek (Combes–Gobillon 2015). Abban az esetben, ha a magasán urbanizált térségek a tudás túlsordulása miatt a tanulás folyamatát gyorsítják (Lucas 1988), valamint tartósan a képzett munkaerő és a tőke áramlási célpontjai maradnak (Glaeser–Maré 2001, Henderson et al. 1995), akkor a kezdeti népességszám alakulása hosszú távon is pozitív irányban befolyásolhatja a kibocsátás szintjét. Ezeket a dinamikus hatásokat  $\ln L_{i,t_0}$  változó foglalja magában. A (12) egyenleten alapuló empirikus becslés egyik legnagyobb előnye, hogy a Solow-moddellel ellentétben lehetővé teszi a népességnövekedés hatásmechanizmusainak elkülönítését.

## A regionális növekedési modell becslésének menete

A feltételes konvergencia és a térségi növekedést meghatározó tényezők hazai adatokon történő vizsgálatát a (12) egyenlet alapján végezzük, melynek mechanikus adaptációja számos módszertani nehézséggel jár. Először a modell empirikus vizsgálatához alakítjuk át a regressziós hibataggal kiegészített egyenletet diszkrét időben  $t - \tau$  és  $t$  időpontok között:

$$\ln y_{i,t} = \Omega + e^{-\lambda \tau} \ln y_{i,t-\tau} + (1-e^{-\lambda \tau}) \phi \ln L_{i,t-\tau} + (t-t_0 e^{-\lambda \tau}) \phi \eta_i - \frac{\alpha(1-e^{-\lambda \tau})}{1-\alpha} \ln \left( (r+\delta_i)(1+bg_i) - \frac{bg_i^2}{2} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$



ahol  $\Omega = (\alpha(1 - e^{-\lambda\tau}) / (1 - \alpha)) \ln \alpha$  a regressziós konstans  $\mathcal{E}_{i,t}$  pedig a hibatag. Az empirikus vizsgálat során feltételezzük, hogy a konvergencia ütemében nincs számottevő földrajzi különbség, így az összes térségre egyetlen,  $\lambda_i = \lambda$  konvergenciaütemet értelmezünk.<sup>10</sup> A (13) egyenlet magyarázó változói közül a legproblémásabb az értékcsökkenés effektív mértékének közelítése, mely az amortizációs ráta, a népességváltozás függvényeként adódik. Feltételezve, hogy minden térségben azonos kamatláb érvényes, valamint  $b$  és  $\phi$  paraméterek állandók (vagy legalábbis nem mutatnak jelentős térbeli heterogenitást), az effektív értékcsökkenés változóját a becslés során a következőképpen közelítjük:

$$\ln \left[ (r + \delta_i)(1 + bg_i) - \frac{bg_i^2}{2} \right] \approx \ln \left[ (1 + \eta_i + \delta_i)\delta_i - \frac{(\eta_i + \delta_i)^2}{2} \right] \quad (14)$$

A regressziós egyenlet becslése során az egyik legnagyobb módszertani nehézséget az  $\ln y_{i,t-\tau}$ ,  $\ln L_{i,t-\tau}$  és  $\eta_i$  változók endogenitása okozza. Ennek kiküszöbölése érdekében a vizsgálat során kontrollálunk azokra a változókra, melyek egyszerre befolyásolhatják a munkakiterjesztő technológia színvonalát és korrelálhatnak a strukturális modellünkből származó magyarázó változókkal. A technológiai haladást számtalan tényező befolyásolja, melyek teljes számbavétele nyilvánvalóan lehetetlen, így az elemzés során kénytelenek vagyunk néhány jellegzetes, elméletileg jól beágyazott és adatokkal is viszonylag egyszerűen megfogható tényezőt kiemelni. A vizsgálat során két olyan társadalmi folyamatot nevezünk meg, melyekkel a munkakiterjesztő technológia fejlődése jól közelíthető. Ezek közül az első a foglalkoztatás szektorok közötti átrendeződése, melynek termelékenységre és növekedésre gyakorolt hatásait Kuznets (1961) és Denison (1967) vizsgálta először. Állításuk szerint a mezőgazdaságban a munka határterméke az ipari és szolgáltatási szektorokhoz képest alacsonynak számít, ezért a munkaerő mezőgazdaságból történő kiáramlása a foglalkoztatás szintjének változatlansága mellett növeli az aggregált termelékenységet (Dowrick–Gemmell 1991, Temple–Wössmann 2006).<sup>11</sup> Az országok széles keresztmetszetén végzett vizsgálatok igazolták ezt a hipotézist, továbbá arra is rámutattak, hogy a hatások nem lineárisak. Azokban az országokban ugyanis, ahol a mezőgazdaság részesedése eleve magas volt, a szektorban foglalkoztatottak arányának egységnyi csökkenése nagyobb hatást gyakorolt az élőmunka-termelékenységre, mint azokban az országokban, ahol a primer szektor részesedése eleve kisebb volt a megfigyelés kezdetén (Temple–Wössmann 2006).

<sup>10</sup> Ertur és Koch (2007) ezt a megközelítést homogén modellnek nevezi, utalva arra, hogy  $\lambda_i$  heterogenitását figyelmen kívül hagyjuk.

<sup>11</sup> Ez a helyzet természetesen csak akkor áll fent, ha a munka határterméke egy adott szektoron belül nem mutat jelentős differenciákat földrajzi elhelyezkedés szerint, tehát az elhelyezkedés szerepe elhanyagolható az egyes szektorok teljesítményében.

A gazdaságistruktúra-váltás folyamata a hazai térségek fejlődési pályáit is eltérő mértékben érintette a rendszerváltás után (Enyedi 1996, Kiss 1998). A mezőgazdaságban foglalkoztatottak aránya változó mértékben, de országszerte csökkent, miközben az iparon belül is jelentős szerkezeti átalakulás történt. Az 1990-es években a nyersanyagigényes ágazatok jelentősége visszaszorult, miközben számos új, a telephelyválasztás hagyományos lokációs szempontjaira kevésbé érzékeny, humántőke-intenzív „high-tech” iparág indult fejlődésnek (Kézdi 2002, Kiss 1998). A strukturális változások azonban térben meglehetősen egyenetlen ütemben és módon zajlottak le, hiszen a terciarizálódás és az iparon belüli váltás csak ott volt lehetséges, ahol a helyi munkaerő bázisa és az infrastruktúra fejlettsége erre lehetőséget biztosított. A foglalkoztatási szerkezet átalakulása a hazai adatokon végzett elemzés során lényeges változó lehet, annál is inkább, mivel az urbanizálódás folyamata a térhasználat megváltozása miatt kizorító hatással van a primer szektorra. Emiatt a mezőgazdaságban foglalkoztatottak részarányának változása pozitívan korrelál a népességváltozással, valamint a népesség kezdeti szintjével. Utóbbinak a legfőbb oka, hogy az eleve sűrűn lakott városias jellegű térségekben feltételezhetően kisebb mértékben csökkent a primer szektor jelentősége.

Egy másik potenciális technológiabővítő tényező a humán tőke akkumulációja, mely egyrészt támogatja az innovációs aktivitást (Romer 1990), másrészt növeli a munkavállalók adaptációs képességét, mely az új technológiák elterjedését gyorsítja (Nelson–Phelps 1966). A tudástermelést és technológiai adaptációt ugyanakkor a tudás lokális transzferének lehetősége is gyorsítja (Lucas 1988, Jovanovich–Rob 1989, Lengyel 2004), mely külső gazdasági hatásai révén további pozitív hatást gyakorolhat a munkatermelékenységre. A képzett munkaerő-állomány bővülésének térségi növekedést befolyásoló hatásai a rendszerváltás utáni Magyarország esetében meglehetősen jól azonosíthatóak. A gazdasági átmenet időszakában az iparon belüli gazdaságistruktúra-váltás a képzett munkaerő jelentős felértékelődésével járt együtt (Commander–Köllő 2008, Kézdi 2002), melynek nyertesei azok a térségek voltak, ahol egyfelől jelentős mennyiségű képzett munkaerő állt rendelkezésre, másrészt a tudástermelés intézményi hálózata is megfelelően kiterjedt volt ahhoz, hogy a képzett munkaerőbázist hosszú távon biztosítsa. Az iskolázottság területi egyenlőtlenségei – két évtizedes csökkenésük ellenére – mind ez ideig jelentősek (Forray–Híves 2013, Kiss et al. 2008, Sánta et al. 2015), ami szignifikáns hatással van a munkatermelékenység területi egyenlőtlenségeinek alakulására (Czaller 2016). A humán tőke akkumulációjának figyelembevétele azért fontos, mert ennek segítségével a változókból kiszűrhetők az átlagos iskolázottság növekedésének, valamint a képzett munkaerő városias térségek felé áramlásának növekedést serkentő hatásai, melynek eredményeként a népességszám kezdeti szintjének és növekedésének endogenitása jelentős mértékben csökkenthető.

Mindezek mellett számos olyan nem megfigyelt technológiai haladást befolyásoló strukturális, intézményi és egyéb tényező is torzíthatja a becslést, mely a vizsgált időszak során állandónak tekinthető. Ezeknek a kiszűrése térségi fix hatásokkal lehetséges, ami a panelmódszerek alkalmazását indokolja a vizsgálat során.<sup>12</sup> Ennek megfelelően a végleges modell általános formája

$$\begin{aligned} \ln y_{i,t} = & \Omega + e^{-\lambda t} \ln y_{i,t-\tau} + (1 - e^{-\lambda t}) \phi \ln L_{i,t-\tau} \\ & + (t - t_0 e^{-\lambda t}) \phi \eta_{i,t} - \frac{\alpha(1 - e^{-\lambda t})}{1 - \alpha} \ln \left( (r + \delta_i)(1 + bg_i) - \frac{bg_i^2}{2} \right) \\ & + \beta_1 \Delta HUMCAP_{i,t} + \beta_2 \Delta MGROWTH_{i,t} + \mu_i + \varphi_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (15)$$

alakot ölti, ahol  $\Delta HUMCAP_{i,t}$  a humán tőke változása,  $\Delta MGROWTH_{i,t}$  a foglalkoztatási struktúra változása,  $\mu_i$  az időbeli,  $\varphi_i$  pedig a területi fix hatás változója.  $\beta_1$  együtt-ható előjelével kapcsolatos elvárásunk, hogy pozitív, hiszen a képzettek arányának növekedése pozitívan befolyásolja a növekedést.  $\beta_2$  esetében azonban az elvárt hatás iránya negatív, hiszen minél nagyobb mértékű a primer szektor visszaszorulásának mértéke, annál nagyobb fejlődést várunk a termelékenység alakulásában.

## Adatok és leíró statisztikák

A változókhöz felhasznált adatok a Nemzeti Adó- és Vámhivatal (NAV) által szolgáltatott társaságiadó-bevallásokból, a KSH T-Star adatbázisából és a rendszerváltás utáni népszámlálások regisztereiből származnak.<sup>13</sup> A településsoros adatokat kistérségi szintre történő aggregálása után időszakonként és változónként 175 megfigyelést tartalmazó adatsorokat kaptunk. A vizsgálat az 1993-tól 2012-ig terjedő húszéves időszakot fedi le, melyet a panelstruktúra előnyeinek kiaknázása érdekében két egyenlő periódusra bontottunk szét (1993–2002 és 2003–2012).<sup>14</sup> A vizsgálatához felhasznált változók pontos definícióját és jelöléseit az 1. táblázat foglalja össze. A regressziós becslés függő változója az egy főre jutó bruttó hozzáadott érték logaritmus a két tízéves periódus végén, azaz 2002-ben és 2012-ben. Az első magyarázó változó, melynek paramétere a konvergencia üteméről tájékoztat, az egy főre jutó bruttó hozzáadott érték logaritmus a kezdő évekre, azaz 1993-ra és 2003-ra vonatkozóan. Mindkét változó a NAV társaságiadó-bevallásain alapul, melynek számbavételi köre a kettős könyvvitel vezetésére kötelezett vállalkozásokra terjed ki, így nem alkalmas a helyi

<sup>12</sup> A kistérségi állandó hatások mellett becsült panelmodellek mindezek mellett jelentős mértékben csökkentik a heteroszkedaszticitás valószínűségét is.

<sup>13</sup> Az adatok az Országos Területfejlesztési és Területrendezési Információs Rendszer (TeIR) adatbázisában érhetők el.

<sup>14</sup> Barro és Sala-i-Martin (1992a) nyomán az empirikus irodalomban a tízéves időintervallumok alkalmazása terjedt el leginkább, melynek oka, hogy ezzel nagyrészt kiszűrhetők az üzleti ciklusok hatásai a célváltozóból.

gazdasági teljesítmény egészének mérésére. Ebből következik, hogy az elemzés következtetései a magánszektor egy bizonyos szegmensére vonatkozóan állják meg a helyüket.

1. táblázat

### Definíciók

#### Definitions

Változó megnevezése	Változó jelölése	Alkalmazott definíció
Bruttó hozzáadott érték $t$ időpontban	$\log y_{i,t}$	Egy főre jutó bruttó hozzáadott érték logaritmus (2002, 2012)
Bruttó hozzáadott érték $t-\tau$ időpontban	$\log y_{i,t-\tau}$	Egy főre jutó bruttó hozzáadott érték logaritmus a kezdő évben (1993, 2003)
Népességnövekedés üteme	$\eta_i$	A népesség növekedési ütemének logaritmus (1993–2002, 2003–2012)
Effektív értékcsökkenés	$\log((r + \delta_i)(1 + bg_i) - (bg_i^2) / 2)$	A népességnövekedés ütemének és az amortizációs ráta időszakos átlagának interakciója (1993–2002, 2003–2012)
Agglomeráció mértéke $t-\tau$ időpontban	$\log L_{i,t-\tau}$	A népesség számának logaritmus a kezdő évben (1993, 2003)
Humán tőke akkumulációja	$\Delta HUMCAP_{i,t}$	A főiskolát vagy egyetemet végzettek 25 évesnél idősebb népességre vetített arányának százalékos változása (1990–2001, 2001–2011)
Foglalkoztatási struktúra változása	$\Delta MGROWTH_{i,t}$	A mezőgazdasági és erdőgazdasági foglalkozásúak arányainak változása százalékpontban (1990–2001, 2001–2011)

*Megjegyzés:* A nominálértéken megadott változókat a fogyasztóiár-index segítségével 2012. évi árszínvonalra defláltuk.

A népességnövekedés ütemét a két tízéves periódus végső és kezdő évében számba vett népesség hányadosának logaritmusával közelítjük, melyhez a szükséges

adatokat a KSH T-Star adatbázisából nyertük. Értelemszerűen ugyanebből az adatbázisból származnak a kezdő időszakra vonatkozó népességszámok is, melynek logaritmus a dinamikus agglomerációs előnyök hatásait számszerűsíti. Az effektív értékcsökkenés változójához a népességnövekedés üteme mellett az értékcsökkenési ráta térségi értékeinek időszakos átlagára is szükségünk van. Ehhez szintén a NAV társaságiadó-bevallásait vettük alapul, ahonnan kiszámoltuk az értékcsökkenési leírás és a tárgyi eszközök nyitóállományának az 1993–2002 és a 2003–2012 időszakokra vonatkozó súlyozott átlagát. Ezt követően az effektív értékcsökkenést (14) egyenlet alapján számoltuk ki.

A munkakiterjesztő technológiai haladást meghatározó egyéb tényezők közül a foglalkoztatási struktúra változását Temple és Wössmann (2006) alapján a mezőgazdasági és erdőgazdasági foglalkozásuk arányának százalékpontban vett változásával közelítettük, amit a népszámlálások végleges adatainak segítségével számoltunk. Jóllehet a népszámlálás évei nem esnek egybe a vizsgálati periódusaink kezdő és záró éveivel, az egymást követő népszámlálások között megfigyelhető változások valószínűleg jól közelítik az 1993–2002 és a 2003–2012 közötti strukturális eltolódásokat. Ugyanezt feltételezzük a humán tőke akkumulációjának esetében is, amit a főiskolát vagy egyetemet végzettek arányának százalékban megadott változásával közelítettünk. A humántőke-felhalmozódás proxyjának megválasztását két tényező indokolja: egyfelől az iskolázottság szintjét és változását mérő indikátorok közül a felsőfokú végzettséggel rendelkezők arányának a legnagyobb és időbeli variabilitása a hazai kistérségek esetében (Kiss et al. 2008, Sánta et al. 2015), másrészt a humán tőke közvetett gazdaságélénkítő hatásai (innovációs készség, adaptációs képesség, tudás-externáliák) elsősorban a felsőfokú végzettséggel rendelkezők körében érvényesülnek (Bartel–Lichtenberg 1987).<sup>15</sup>

A vizsgálat során használt változókkal kapcsolatban végül fel kell hívni a figyelmet a különböző adatfelvételek inkonzisztenciáiból fakadó mérési problémákra. A társaságiadó-bevallások területi adatbázisának jellemzője, hogy a gazdasági szervezetek székhelyük szerint vannak lokalizálva, míg a magyarázó változókhoz felhasznált adatok többségének esetében az adatfelvétel az egyes személyek lakóhelye szerint történik. A statisztikai számbavétel eltérései a becsült együtthatókban és standard hibákban csapódhatnak le.

<sup>15</sup> A változók eloszlásának jellegadó értékeit (átlag, szórás) a Függelék B része tartalmazza periódusonként és a két tízéves periódust egyesítve.

## Eredmények

### A keresztmetszeti és panelbecslések eredményei

Az egy főre jutó bruttó hozzáadott érték  $t$ -ben megfigyelt értékeire felírt regressziós modellek eredményeit a 2. táblázat foglalja össze periódusonként. Mindkét időszakra két modellt becsültünk. Az alapmodell kizárólag az elméleti modellből származó magyarázó változókat tartalmazza, míg a bővített modell pedig a strukturális változás, valamint a humán tőke bővülésének kontrollváltozóit is. A becslés mindkét időszakra a legkisebb négyzetek módszerével történt, White-féle robusztus standard hibák mellett. A keresztmetszeti modellek a korrigált  $R^2$  alapján a függő változó varianciájának igen magas hányadát (60–70%) magyarázzák.

2. táblázat

### Regressziós eredmények OLS results

Változó jelölése	1993–2002		2003–2012	
	alap-modell	bővített modell	alap-modell	bővített modell
$\log y_{i,t-\tau}$	0.7789*** (0.0665)	0.7429*** (0.0667)	0.6684*** (0.0438)	0.6968*** (0.0490)
$\eta_i$	0.2720 (0.7549)	-1.3746 (0.9673)	1.8242*** (0.5960)	1.3535** (0.7011)
$\log((r + \delta_i)(1 + bg_i) - (bg_i^2) / 2)$	-0.0033 (0.2204)	0.1011 (0.2178)	-0.1298 (0.1276)	-0.1558 (0.1299)
$\log L_{i,t-\tau}$	0.1975*** (0.069)	0.1986*** (0.068)	0.1087** (0.0523)	0.1324** (0.0554)
$\Delta MGROWTH_i$		-0.3498*** (0.1247)		0.0034 (0.1188)
$\Delta HUMCAP_i$		0.6545 (0.4707)		0.6610 (0.5047)
Konstans	1.7509** (0.8813)	1.6209 (0.8651)	2.1689*** (0.6475)	1.3352 (0.9127)
$\lambda$	0,0250	0,0297	0,0403	0,0361
Korrigált $R^2$	0,5940	0,6127	0,7168	0,7163
N	175	175	175	175

Megjegyzés: A zárójeles értékek az együtthatókhoz tartozó White-féle standard hibákat takarják. \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*  $p < 0.1$ .

A független változók hatásai jelentős eltéréseket mutatnak az egyes időszakokban. A két magyarázó változó, mely – függetlenül a kontrollváltozók jelenlététől – a vizsgált periódus egészében szignifikáns hatást mutat, az egy főre jutó bruttó hozzáadott érték, illetve a népességszám kezdeti szintje. A fajlagos bruttó hozzáadott érték egynél kisebb pozitív előjelű együtthatója a feltételes konvergencia létéről tudósít. Az együtthatókból visszabecsült „globális” konvergenciaütem ( $\lambda$ ) az 1993–2002-ig terjedő időszakban átlagosan éves 2,5–3,0%, míg 2002 után 3,5–4,0% volt, modellspecifikációtól függően. A népesség kezdeti szintje hasonlóan pozitív előjelű hatást mutat, melynek mértéke az ezredfordulót követően ugyan csökken, de 5%-os szinten szignifikáns marad. A kistérségek népességének növekedési üteméhez tartozó együttható csak 2002 után különbözik szignifikánsan nullától, értéke azonban a kontrollváltozók beiktatásával csökken. Az effektív értékcsökkenéshez tartozó együttható előjele a modellek többségében a várakozásoknak megfelelően negatív, de sosem szignifikáns.

A technológiai fejlődést magyarázó egyéb tényezők a keresztmetszeti modellek magyarázó erejének javulásához nem járulnak hozzá számottevő mértékben. Szignifikáns hatást egyedül a foglalkoztatási szerkezet átalakulása mutat, de kizárólag az 1993–2002 időszakban. Ez alapján a foglalkoztatottak mezőgazdaságból történő kiáramlása a gazdasági transzformáció időszakában a térség átlagos munkatermelékenységének javulásán keresztül pozitívan hatott az egy főre jutó bruttó hozzáadott érték alakulására, az ezredforduló után azonban a hatás eltűnt. A humán tőke bővülése meglepő módon nem hat a térségek fajlagos kibocsátásának javulására.

A keresztmetszeti becslések összességében alátámasztják a feltételes konvergencia hipotézisét a hazai kistérségek esetében 1993 és 2012 között, valamint egyértelműen utalnak az agglomerációs előnyöknek a növekedésre hosszú időtávon gyakorolt pozitív hatásaira. Az eredményeket azonban számos olyan nem megfigyelt tényező is torzíthatja, mely a vizsgált teljes időszakra vonatkozóan állandónak tekinthető. Ennek kiküszöbölése érdekében kistérségi panelmodelleket építettünk a két időszak egyesítésével, melynek eredményeit a 3. táblázat foglalja össze. A vizsgálat során az alap- és a bővített modellt egyaránt kétszer becsültük, kistérségi fix hatások beiktatása mellett és nélkül.<sup>16</sup> A térségi fix hatások nélkül becsült modellekben az egy főre jutó bruttó hozzáadott érték mellett pozitív irányban szignifikánsnak bizonyult a kezdeti népességszám, valamint a népességnövekedés üteme is. A feltételes konvergencia éves átlagos becsült üteme az alapmodellben 7%, ugyanakkor a kontrollváltozók beiktatásával a bővített modellben 5%-ra lassul. Az effektív értékcsökkenés továbbra sem mutatott hatást, a munkakiterjesztő technológia bővülését befolyásoló kontrollváltozók közül pedig csak a foglalkoztatás szektorális átrétegződését közelítő változó együtthatója különbözött statisztikai értelemben nullától. A kistérségi fix hatások beiktatása a mo-

<sup>16</sup> Az egyes időszakokra jellemző, térben nem variálódó időszakos hatásokat időbeli állandó hatásokkal szűrtük ki mind a négy modellspecifikációból.

dell teljes magyarázó erejét jelentős mértékben javította ( $R^2 \sim 0,8$ ), ugyanakkor az elméleti modelltől származtatott magyarázó változók együttthatóinak alakulására nem gyakorolt számottevő hatást, a becsült együttthatókból levonató következtetések kvalitatív értelemben azonosak voltak.

3. táblázat

**Az egyesített keresztmetszeti és fix hatás panelmodelljeinek eredményei**

Pooled OLS and FE results

Változó jelölése	Alapmodell 1	Bővített modell 1	Alapmodell 2	Bővített modell 2
$\log y_{i,t-\tau}$	0.4965*** (0.0184)	0.5536*** (0.0261)	0.4799*** (0.0151)	0.5596*** (0.0256)
$\eta_i$	1.6552*** (0.4730)	1.5059*** (0.4981)	1.8930*** (0.4486)	1.8627*** (0.4952)
$\log((r + \delta_i)(1 + bg_i) - (bg_i^2) / 2)$	-0.0142 (0.1246)	-0.0215 (0.1226)	0.0222 (0.1185)	-0.0005 (0.1165)
$\log L_{i,t-\tau}$	0.2882*** (0.0417)	0.2421*** (0.0448)	0.2933*** (0.0415)	0.2221*** (0.0455)
$\Delta MGROWTH_i$		-0.2878*** (0.0849)		-0.2504*** (0.0950)
$\Delta HUMCAP_i$		-0.4565 (0.2646)		-0.3673*** (0.2693)
Időbeli fix hatások	Igen	Igen	Igen	Igen
Térbeli fix hatások			Igen	Igen
$\lambda$	0,0701	0,0591	0,0734	0,0581
Korrigált $R^2$ (teljes)	0.7490	0.7580	0.8116	0.8192
N	350	350	350	350

*Megjegyzés:* A zárójeles értékek az együttthatóhoz tartozó White-féle standard hibákat takarják. \*\*\*  $p < 0.01$ ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*  $p < 0.1$ .

A technológiai haladás ütemét meghatározó két tényező közül meglepő módon továbbra is csak az egyik szignifikáns. A humán tőke felhalmozódásának növekedésre gyakorolt hatásai nem mutathatók ki. Ennek az lehet az oka, hogy a munkaerő tudásbázisának teljes kiaknázása csakis akkor lehetséges, ha a képzett munkavállaló olyan szakmai miliőbe ágyazódik, ahol meglévő tudását a lehető leghatékonyabban képes kamatoztatni, adottak számára az imitáción alapuló tanulás, a kapcsolati hálózatok kialakításának és a magasabb szintű hallgatólagos tudás megszerzésének lehetőségei.



Glaeser és Ressenget (2010) szerint a tudás hasznosulásának a nagyvárosi lét elengedhetetlen feltétele, hiszen a magasan urbanizált térségek amellett, hogy növelik az esélyt a specifikus ismeretekkel bíró képzett munkavállaló és a munkáltató közötti hatékony párosításnak, megteremtik a tudáscsere, az újdonságteremtés és az intézményi kontroll funkciói közötti azon szinergiákat, melyek a humán tőke hatékony kiaknázása érdekében elengedhetetlenek. Bacolod és szerzőtársai (2009) vizsgálatai szerint a kognitív és szociális készségek a nagyvárosokban térülnek meg a leginkább, ami szintén arra enged következtetni, hogy bizonyos képességek és tudáselemek hasznosulása az urbanizált térségekben hatékonyabb. Ezek alapján erős a gyanú, hogy a felsőoktatás intézményhálózatának expanziója, illetve a hallgatói létszámok országos léptékű növekedése az 1990-es évek második felétől csak ott hatottak a térségek növekedésére, ahol az iskolázottság és képzettség hasznosulásának feltételei eleve adottak voltak. Lehetséges tehát, hogy a humán tőke valódi hatásait a kezdeti népességszám változója foglalja magában.

### Térbeli heterogenitás és függőség

A keresztmetszeti és panelmodellek eredményei mindeddig konzisztens eredményeket mutatnak, ugyanakkor a becsült együtthatókból levonható következtetések érvényességét számos probléma megkérdőjelezheti. A területi adatok elemzése során meglehetősen gyakori jelenség a heteroszkedaszticitás és a térbeli hiba autokorrelációja, melynek megjelenése alapvetően két okkal magyarázható. A földrajzi térben egymáshoz közeli területegységek igen hasonló, nem megfigyelt hatásoknak és időszakos sokkoknak lehetnek kitéve, melyek következtében nem teljesül a megfigyelési egységek függetlenségének követelménye. Ezt erősíthetik a számbavétel hibái, melyek elsősorban a vizsgálat tárgyát képező társadalmi folyamat valós térbeli kiterjedése és az elemzés során alkalmazott közigazgatási térfelosztás inkonzisztenciája miatt adódnak (Anselin 1988, Varga 2002). Mindezek miatt az egymással szomszédos területegységekben a hibatag értékei igen közel esnek egymáshoz, ami pozitív területi autokorrelációhoz és heteroszkedaszticitáshoz vezet. Ekkor a legkisebb négyzetek módszere bár torzítatlan marad, de nem lesz hatásos, így az egyes magyarázó változók együtthatóinak vizsgálatakor megnő az esélye annak, hogy a statisztikai következtésemélet másodfajú hibájába esünk.

A térbeli függőség és heteroszkedaszticitás együttes kezelésére Conley (1999), illetve Kelejian és Prucha (2007) a kovarianciamátrix nemparametrikus becslését javasolta, mely az általánosított momentumok módszerének (*Generalized Method of Moments – GMM*) keretein belül valósítható meg. Esetünkben az együtthatók pontbecsléseihez használható GMM-becselőfüggvény momentumfeltétele  $E(X_i, \varepsilon_i) = 0$ , ahol  $X_i$  a magyarázó változóink vektora. A GMM-becslés az analógia elvén alapul, tehát a teljes népességre vonatkozó várható értéket annak mintabeli megfelelőjével helyettesíti, majd azt a paramétervektort keresi, melyre a momentumfeltételek kvadratikusán átírt formája minimális. Mivel jelen esetben nem számolunk exogén instrumentumokkal, a

GMM-becslő a legkisebb négyzetek módszere marad. A térbeli függőség és heteroszkedaszticitás éppen identifikált modellek esetén nem a paraméterek becslésekor, hanem a statisztikai következtetés folyamata során kerül előtérbe. A standard hibák becsléséhez használt aszimptotikus kovarianciamátrix ( $\Psi$ ) meghatározásához Conley (1999) a magyarázó változók és a reziduumok keresztszorzatának térben súlyozott átlagát javasolta, mint térbeli heteroszkedaszticitás- és autokorreláció-konzisztens (SHAC) becslőt:

$$\hat{\Psi} = \left[ n^{-1} \sum_{i=1}^N X_i X_i' \right]^{-1} \left[ n^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N D \left( \frac{d_{ij}}{d^*} \right) X_i X_j' \hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}_j \right] \left[ n^{-1} \sum_{i=1}^N X_i X_i' \right]^{-1'}$$

ahol  $D(d_{ij}/d^*)$  a földrajzi súlyozásért felelős Parzen-féle kernel-függvény, amely az  $i$ -edik és  $j$ -edik térségek közötti  $d_{ij}$  távolság és  $d^*$  sáv szélességi paraméter hányadosának függvényében a következőképp veszi fel értékeit:

$$D \left( \frac{d_{ij}}{d^*} \right) = \begin{cases} 1 - 6 \left( \frac{d_{ij}}{d^*} \right)^2 + 6 \left| \frac{d_{ij}}{d^*} \right|^3, & 0 \leq \left| \frac{d_{ij}}{d^*} \right| < 1/2 \\ 2 \left( 1 - \left| \frac{d_{ij}}{d^*} \right| \right)^3, & 1/2 \leq \left| \frac{d_{ij}}{d^*} \right| < 1 \\ 0, & \text{egyéb.} \end{cases}$$

A függvény szerint, ahogy távolodunk az  $i$ -edik területegységtől, a  $j$ -edik térség(hez) annál kisebb súlyt kap, majd  $d^*$  távolságon túl a súlyérték 0. Az eljárás egyetlen elvi nehézségét  $d^*$  meghatározása jelenti, melyhez nincsen univerzális megoldás, értékét adatvezérelt módon mindig az adott társadalmi kontextus térbelisége adja meg. A vizsgálat során többféle távolság-küszöbértéket határozzunk meg, hogy ellenőrizzük az eredmények  $d^*$  megváltozására vonatkozó robusztusságát.

A térbeli GMM-módszerrel újrabecsült modellbe minden korábbi változót, valamint időbeli és kistérségi fix hatásokat is bevontunk, így a paraméterek pontbecslése a 3. táblázat utolsó oszlopában közölt értékekkel azonos, a különböző  $d^*$  paraméterek mellett becsült standard hibákat pedig a 4. táblázat tartalmazza. Összességében megállapítható, hogy a térben súlyozott SHAC standard hibák értékei kistérségi fix hatások jelenlétében igen kis mértékben térnek el a korábban alkalmazott White-féle robusztus standard hibáktól, függetlenül  $d^*$  megválasztásától. A kistérségi állandó hatások beiktatása esetén a megfigyelési egységek közötti függetlenség feltétele biztosítható, így a korábbi becslésekből levonható következtetések helytállóságát a térbeli hiba nem befolyásolja.

4. táblázat

**A térbeli GMM-becsülés eredményei**  
Results of the spatial GMM model

Változó jelölése	GMM	SHAC standard hiba				
		20 km	40 km	60 km	80 km	100 km
$\log Y_{i,t-\tau}$	0.5596	0.0262***	0.0268***	0.0281***	0.0283***	0.0275***
$\eta_i$	1.8627	0.4948***	0.4728***	0.4482***	0.4221***	0.3946***
$\log((r+\delta)(1+dq_i)-(dq_i^2)/2)$	-0.0005	0.1592	0.1581	0.1591	0.1584	0.1564
$\log I_{i,t-\tau}$	0.2222	0.0479***	0.0462***	0.0446***	0.0432***	0.0420***
$\Delta \text{GROWTH}_i$	-0.2504	0.0914***	0.0928***	0.0940***	0.0935***	0.0910***
$\Delta \text{HUMCAP}_i$	-0.3673	0.2905	0.2915	0.3061	0.3150	0.3126

Megjegyzés: A becslés az időbeli és kistérségi fix hatásokkal együtt értelmezett bővített modellspecifikáció alapján történt. \*\*\* p<0.01; \*\* p<0.05; \* p<0.1.

## Összefoglalás

A termelési tényezők áramlása, valamint az agglomerációs előnyök érvényesülése jelentős szerepet játszik a regionális növekedés és konvergencia ütemének alakításában. Jelen tanulmány arra tett kísérletet, hogy szakítva a neoklasszikus Solow-modell zárt gazdaságokra tett feltevésével egy olyan elméleti modellkeretet alakítson ki, amely számol a munkaerő és a tőke térségek közötti szabad áramlásának lehetőségével, illetve a növekedést befolyásoló tényezőket az agglomerációs gazdaság létéből fakadó külső növekvő mérethozadék jelenlétében vizsgálja. A vázolt modell a munkakiterjesztő technológiai bővülés folyamatát az urbanizáltság mértékének függvényében adja meg. A vállalati beruházási magatartás alakulása és a migráció lehetősége mellett a népességváltozás többféle hatást is kifejt a regionális növekedésre, melyeket a Solow-modellből származtatott empirikus modellekkel szemben képesek vagyunk elkülöníteni. Egyfelől a népesség növekedése az agglomerációs előnyök jobb kiaknázhatóságán keresztül fokozatosan növeli a munka termelékenységét, ugyanakkor ezzel egy időben csökkenti az egy főre jutó kibocsátás szintjét is. Mindezen felül külön tényezőként jelenik meg az urbanizáltság kezdeti szintje is, mely a képzett munkaerő vonzása, illetve a tudás túlcsoportulásának hosszabb időtávon érvényesülő externális hatásai révén tartósan befolyásolja a régiók fejlődési pályáit.

A javasolt növekedési modell alapján előrejelzett hatásirányok konzisztensek az új gazdaságföldrajzi irodalom főbb következtetéseivel, ugyanakkor fenntartják az állandósult állapot felé történő feltételes konvergencia lehetőségét. A kistérségek szintjén kivitelezett empirikus becslés során a strukturális modellből származtatott változók az egy főre jutó bruttó hozzáadott érték varianciájának jelentős hányadát (kb. 70%) magyarázzák, többségük együtthatója az előzetes elvárásokkal összhangban alakul: a kezdeti népességszám és a helyi népesség növekedési üteme egyaránt pozitívan befolyásolja a fejlődést, ami egyértelműen az urbanizált térségeket – különösen a fővárost és vonzáskörzetét – hozza előnyös helyzetbe. Azon felül ugyanis, hogy az agglomerációs gazdaságból fakadó termelékenységi előnyök itt aknázhatók ki a leghatékonyabban, fő migrációs célterületként ezek a térségek képesek hosszú távon biztosítani a képzett munkaerő bázisát. Az effektív értékcsökkenés becsült együtthatójából levonható legfontosabb következtetés, hogy a népességszám-bővülés egy főre jutó kibocsátásra gyakorolt negatív hatását az urbanizáltságból fakadó helyzeti (és dinamikus) előnyök ellensúlyozzák, így az adatok tanulságai szerint a nagyvárosok köré szerveződő kistérségekben tartósan biztosítható a jólét magasabb szintje.

A feltételes konvergencia hipotézise ugyanakkor a hazai kistérségek esetében igazolást nyer, a konvergencia becsült éves átlagos üteme azonban jelentősen magasabb, mint az empirikus irodalomban leggyakrabban visszaköszönő 2%-os érték (Abreu et al. 2005, Durlauf et al. 2005). A termelési tényezők áramlásának lehetősége, valamint

a technológia helyi túlsordulása mellett a gyorsabb konvergenciaütem az elvárásainkkal összhangban áll.<sup>17</sup>

A strukturális modellből származó változók mellett a Harrod-neutrális technológiai fejlődést befolyásoló két további tényező közül a humán tőke akkumuláció nem, a foglalkoztatási szerkezet átalakulása azonban szignifikáns tényezőnek bizonyult a hazai térségek esetében. Az eredmények azt mutatják, hogy a munkavállalók mezőgazdaságból történő kiáramlása, illetve az ipar és a tercier szektor bővülése szignifikáns mértékben gyorsítja a regionális növekedést, melynek háttérben a munkatermelékenység szektorális (ágazati) különbségei állnak. A foglalkoztatási szerkezet átalakulása ebben a tekintetben az erőforrások hatékonyabb kihasználását jelenti, mely közvetve a munkatermelékenység javulásán keresztül hozzájárul a gazdasági növekedéshez is.

A hátrányos helyzetű térségek felzárkózásának lehetősége szempontjából az elméleti modellből leszűrhető pozitív állítások, illetve az empirikus elemzés tanulságai alapján kevésbé lehetünk derűlátók. A nagyvárosi térségek helyzeti előnye, valamint a legmagasabb megtérülési lehetőséget kereső termelési tényezők áramlásának iránya nem vetíti előre a hátrányos helyzetű térségek tőkehiányos állapotának javulását. A felzárkózást segítő tényezők közül egyértelműen kiemelhető a foglalkoztatás szektorális átrendeződésének szerepe, ugyanakkor ez hosszú távon kevésbé képes a fejlődés gyorsabb ütemét biztosítani. Az alacsonyabb munkatermelékenység és tőkeellátottság alacsonyabb bérszintet eredményez, ami a képzett munkaerő elvándorlását valószínűsíti. A piactudományi mechanizmusok önmagukban tehát nem orvosolják a kedvezőtlen helyzetű térségek problémáit, sőt inkább súlyosbítják a helyzetet. A tanulmányban vázolt növekedési modell elméleti következtetései, valamint a hazai empiria egyaránt megerősítik, hogy a gazdaság teljesítményének területi egyenlőtlenségei alapvetően nem csupán véletlenszerűen felbukkanó egyedi tényezők, hanem nagyrészt történetileg beágyazott strukturális jellemzők és a piactudomány néhány jól nyomon követhető mechanizmusának eredményei, melyek érdemi befolyásolása kizárólag strukturális eszközökkel lehetséges. A vállalatberuházás-ösztönzés mellett fontos, hogy a kormányzat biztosítsa a tőke és a munkaerő szektorok közötti szabad áramlását, valamint a zökkenőmentes technológiatranszfert, mellyel biztosítható, hogy hátrányos helyzetű térségekben a helyi gazdaság struktúrája a termelési tényezőket leghatékonyabban kihasználó ágazatok felé tolódjon el. Ennek ugyanakkor megkerülhetetlen feltétele a képzett szakemberek helyben tartása, amely a tőke és a szakértelem komplementaritása révén biztosítja, hogy a vállalati beruházások hosszú távon is hozzájáruljanak a térség fejlődéséhez.

### Köszönetnyilvánítás

A kutatást a Pallasz Athéné Geopolitikai Alapítvány támogatta. A szerző köszönetét fejezi ki Major Klárának a kézirat korábbi változataihoz fűzött értékes gondolataiért és tanácsaiért.

<sup>17</sup> Hasonlóan magas ütemet becsült többek között Fisher (2011) és Pfaffermayr (2012) is az Európai Unió NUTS-2 régióinak az esetében.

## IRODALOM

- ABREU, M.–DE GROOT, H.–FLORAX, R. J. G. (2005): Space and growth: A survey of empirical evidence and methods *Région et Développement* 21: 13–44.
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models* Kluwer, Dordrecht.
- ARROW, K. (1962): The economic implications of learning by doing *Review of Economic Studies* 29 (3): 155–173.
- BACOLOD, M.–BLUM, B.–STRANGE, W. (2009): Skills in the city *Journal of Urban Economics* 65 (2): 136–153.
- BARRO, R. J.–SALA-I-MARTIN, X. (1992a): Convergence *Journal of Political Economy* 100 (2): 223–251.
- BARRO, R. J.–SALA-I-MARTIN, X. (1992b): Regional growth and migration: A Japan-United States comparison *Journal of the Japanese and International Economies* 6 (4): 312–346.
- BARRO, R. J.–SALA-I-MARTIN, X. (2004): *Economic Growth (2nd Edition)* MIT Press, Cambridge.
- BARTEL, A.–LICHTENBERG, F. (1987): The comparative advantage of educated workers in implementing new technology *Review of Economics and Statistics* 69 (1): 1–11.
- CASELLI, F.–ESQUIVEL, G.–LEFORT, F. (1996): Reopening the convergence debate: A new look at cross-country growth empirics *Journal of Economic Growth* 1 (3): 363–389.
- CHO, D. (1996): An alternative interpretation of conditional convergence results *Journal of Money, Credit and Banking* 28 (4): 669–681.
- COMBES, P.–MAYER T.–THISSE J.-F. (2008): *Economic Geography* Princeton University Press, Princeton.
- COMBES, P.–GOBILLON, L. (2015): The empirics of agglomeration economics. In: DURANTON, G.–HENDERSON, V.–STRANGE, W. (szerk.) *Handbook of Regional and Urban Economics Vol. 5*. pp. 247–348, Elsevier, Amsterdam,
- COMMANDER, S.–KÖLLŐ, J. (2008) The changing demand for skills: Evidence from the transition *Economics of Transition* 16 (2): 199–221.
- CONLEY, T. (1999): GMM estimation with cross-sectional dependence *Journal of Econometrics* 92 (1): 1–45.
- CONLEY, T.–LIGON, E. (2002): Economic growth and cross-country spillovers *Journal of Economic Growth* 7 (2): 157–187.
- CZALLER, L. (2016): Increasing social returns to human capital: Evidence from Hungarian regions *Regional Studies* DOI: 10.1080/00343404.2015.1112898
- DE LONG, B. J.–SUMMERS, L. (1991): Equipment investment and economic growth *Quarterly Journal of Economics* 106 (2): 445–502.
- DENISON, E. (1967): *Why Growth Rates Differ: Postwar Experiences in Nine Western Countries*. Brookings Institution, Washington, DC.
- DOWRICK, S.–GEMMELL, N. (1991): Industrialisation, catching up and economic growth: a comparative study across the world's capitalist economies *Economic Journal* 101 (1): 263–275.
- DUCZYNSKI, P. (2003): Convergence in a model with technological diffusion and capital mobility *Economic Modelling* 20 (4): 729–740.
- DURANTON, G.–PUGA, D. (2004): Micro-foundations of urban agglomeration economies In: HENDERSON J. V. – THISSE, J. F. (szerk.): *Handbook of Regional and Urban Economics Vol. 4*. pp. 2063–2117, Elsevier, Amsterdam.

- DURLAUF, S. N.–JOHNSON, P. A.–QUAH, D. (2005): Growth Econometrics In: AGHION, P.–DURLAUF, S. N. (szerk.): *Handbook of Economic Growth Vol. 1*. pp. 555–677, North-Holland, Amsterdam.
- EGGER, P.–PFAFFERMAYR, M. (2006): Spatial Convergence *Papers in Regional Science* 85 (2): 199–215.
- ENYEDI, GY. (1996): *Regionális folyamatok Magyarországon* Hilscher Rezső Szociálpolitikai Egylet, Budapest.
- ERTUR, C.–KOCH, W. (2007): Growth, technological interdependence and spatial externalities: Theory and evidence *Journal of Applied Econometrics* 22 (6): 1033–1062.
- FAINI, R. (1996): Increasing returns, migration and convergence *Journal of Development Economics* 49 (1): 121–136.
- FINGLETON, B.–FISHER, M. (2010): Neoclassical theory versus new economic geography: Competing explanations of cross-regional variation in economic development *Annals of Regional Science*, 44 (3): 467–491.
- FINGLETON, B.–LÓPEZ-BAZO, E. (2006): Empirical growth models with spatial effects *Papers in Regional Science* 85 (2): 177–198.
- FISHER, M. (2011): A spatial Mankiw–Romer–Weil model: theory and evidence *Annals of Regional Science*, 47 (2): 419–436.
- FORRAY, R. K.–HÍVES, T. (2013): Az iskolázottság térszerkezete *Educatio* 13 (4): 493–504.
- GLAESER, E. (1999): Learning in cities *Journal of Urban Economics* 46 (2): 254–277.
- GLAESER, E.–MARÉ, D. (2001): Cities and skills *Journal of Labour Economics* 19 (2): 316–342.
- GLAESER, E.–RESSEGER, M. (2010): The complementarity between cities and skills *Journal of Regional Science* 50 (1): 221–244.
- GOETZ, S. J.–HU, D. (1996): Economic growth and human capital accumulation: simultaneity and expanded convergence tests *Economics Letters* 51 (3): 355–362.
- GRILICHES, Z. (1969): Capital-skill complementarity *Review of Economics of Statistics* 51 (4): 465–468.
- HEAD, K.–MAYER, T.–RIES, J. (2002): On the pervasiveness of home market effect *Economica* 69 (3): 371–390.
- HELSEY, R. W.–STRANGE, W. C. (1990): Matching and agglomeration economies in a system of cities *Regional Science and Urban Economics* 20 (2): 189–212.
- HENDERSON, J. V.–KUNCORO, A.–TURNER, M. (1995): Industrial development in cities *Journal of Political Economy* 103 (5): 1067–1090.
- ISLAM, N. (2003): What have we learnt from the convergence debate *Journal of Economic Surveys* 17 (3): 309–362.
- JOVANOVIĆ, B.–ROB, R. (1989): The growth and diffusion of knowledge *Review of Economic Studies* 56 (4): 569–582.
- KELEJIAN, H.–PRUCHA, I. (2007): HAC estimation in a spatial framework *Journal of Econometrics* 140 (1): 385–397.
- KÉZDI, G. (2002): Two phases of labor market transition in Hungary: Inter-sectoral reallocation and skill-biased technological change *Budapest Working Papers on the Labour Market* 2002/3, MTA KTI, Budapest.
- KISS, J. (1998): Az ágazati gazdaságszerkezet szerepe a regionális differenciálódásban Magyarországon *Tér és Társadalom* 12 (1-2): 138–162.
- KISS, J.–TAGAI, G.–TELBISZ, E. (2008): A szürkeállomány területi különbségei – katedrán innen és túl *Területi Statisztika* 48 (11), 315–333.

- KUZNETS, S. (1961): Economic growth and the contribution of agriculture: Notes on measurement. *International Journal of Agrarian Affairs*, 3 (2): 56–75.
- LENGYEL, B. (2004): Tudástermelés lokalitása: hallgatólagos tudás és helyi tudástranszfer *Tér és Társadalom* 18 (2): 51–71.
- LENGYEL, I.–MOZSÁR, F. (2002): Külső gazdasági hatások (externáliák) térbelisége *Tér és Társadalom* 16 (2): 1–20.
- LUCAS, R. (1988): On the mechanics of economic development *Journal of Monetary Economics* 22 (1): 3–42.
- MAGRINI, S. (2004): Regional (di)convergence. In: HENDERSON, V. – THISSE, J. F. (szerk.): *Handbook of Regional and Urban Economics Vol. 4*. pp. 2741–2796, Elsevier, New York.
- MANKIW, G.–ROMER, D.–WEIL, N. (1992): A contribution to the empirics of economic growth *Quarterly Journal of Economics* 107 (2): 407–437.
- MANKIW, G. (1995): The growth of nations *Brookings Papers of Economic Activity* 26 (1): 275–310.
- MORENO, R.–TREHAN, B. (1997): Location and the growth of nations *Journal of Economic Growth* 2 (4): 399–418.
- NELSON, R.–PHELPS, E. (1966): Investment in humans, technological diffusion, and economic growth *American Economic Review* 56 (2): 67–75.
- PARR, J. (2002): Agglomeration economies: ambiguities and confusions *Environment and Planning A* 34 (4): 717–731.
- PFAFFERMAYR, M. (2012): Spatial convergence of regions revisited *Journal of Regional Science* 52 (5): 857–873.
- ROMER, D. (2012): *Advanced Macroeconomics (4th edition)* McGraw-Hill, New York.
- ROMER, P. (1986): Increasing returns and long run growth *Journal of Political Economy* 94 (5): 1002–1036.
- ROMER, P. (1990): Endogenous technological change *Journal of Political Economy* 98 (5): 71–102.
- ROMER, P. (1994): Origins of endogeneous growth *Journal of Economic Perspectives* 8 (1): 3–22.
- SÁNTA, É.–SZAKÁLNÉ KANÓ, I.–LENGYEL, I. (2015): Csökkennek az iskolázottság területi egyenlőtlenségei? A felsőfokú végzettségűek területi eloszlása a népszámlálások adatai alapján, 1990–2011. *Területi Statisztika* 55 (6): 541–555.
- SHIOJI, E. (2001): Public capital and economic growth: A convergence approach *Journal of Economic Growth* 6 (3): 205–227.
- SOLOW, R. M. (1956): A contribution to the theory of economic growth *Quarterly Journal of Economics* 70 (1): 65–94.
- STORPER, M.–VENABLES, A. J. (2004): Buzz: face-to-face contact and the urban economy *Journal of Economic Geography* 4 (4): 351–370.
- SUN, L.–HONG, E.–LI, T. (2010): Incorporating technology diffusion, factor mobility and structural change into cross-region growth regression: An application to China *Journal of Regional Science* 50 (3): 734–755.
- TEMPLE, J.–WÖSSMANN, L. (2006): Dualism and cross-country growth regressions *Journal of Economic Growth* 11 (3): 187–228.
- TEMPLE, J. (1999): The new growth evidence *Journal of Economic Literature* 37 (1): 112–156.
- VARGA, A. (2002): Térökonometria *Statisztikai Szemle* 80 (4): 354–370.
- WHEELER, C. (2001): Search, sorting, and urban agglomeration *Journal of Labor Economics* 19 (4): 879–899.



## Függelék A

### Vállalati profitmaximalizálás

A vállalat profitmaximalizálási problémájára felírt Hamilton-egyenlet:

$$H = e^{-rt} \left[ K_{i,t}^\alpha (A_{i,t} L_{i,t})^{1-\alpha} - w_{i,t} L_{i,t} - I_{i,t} \left( 1 + \frac{b}{2} \frac{I_{i,t}}{K_{i,t}} \right) \right] - \mu [I_{i,t} - \delta K_{i,t}]$$

$$q = \mu e^{rt}$$

ahol  $q$  a tőke árnyékára. Az elsőrendű feltételek:

$$w_{i,t} = f(\hat{k}_{i,t}) - \hat{k}_{i,t} f'(\hat{k}_{i,t})$$

$$q = 1 + b \frac{I_{i,t}}{K_{i,t}}$$

$$\dot{q} = (r + \delta_i) q - \left[ \alpha \hat{k}_{i,t}^{\alpha-1} + \frac{b}{2} \left( \frac{I_{i,t}}{K_{i,t}} \right)^2 \right]$$

A transzverzálitási feltétel:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-rt} q K_{i,t} = 0$$

A második elsőrendű feltételt kifejezve  $I_{i,t}/K_{i,t}$ -re, majd behelyettesítve a tőkefelhalmozás dinamikáját leíró  $\dot{K}_{i,t} = I_{i,t} - \delta_i K_{i,t}$  differenciálegyenletbe:

$$\frac{\dot{K}_{i,t}}{A_{i,t} L_{i,t}} = \left( \frac{q-1}{b} - \delta_i \right) \hat{k}_{i,t}$$

Kihasználva, hogy a két függvény hányadosára vonatkozó deriválási szabály szerint

$$\hat{k}_{i,t} = \frac{d}{dt} \left( \frac{K_{i,t}}{A_{i,t} L_{i,t}} \right) = \frac{\dot{K}_{i,t}}{A_{i,t} L_{i,t}} + \hat{k}_{i,t} \frac{\dot{A}_{i,t}}{A_{i,t}} + \hat{k}_{i,t} \frac{\dot{L}_{i,t}}{L_{i,t}},$$

adódik az (5) egyenlet. A (6) egyenletet a második és harmadik elsőrendű feltételek kombinálásával kapjuk.

## Függelék B

### Leíró statisztikák

4. táblázat

**A változók átlaga és szórása**  
Means and standard deviations of the variables

Változó jelölése	1993–2002		2003–2012		1993–2012	
	átlag	szórás	átlag	szórás	átlag	szórás
$\log y_{i,t}$	7,040	0,881	8,334	0,809	7,687	1,067
$\log y_{i,t-\tau}$	4,101	0,764	7,186	0,902	5,643	1,757
$\eta_i$	0,018	0,058	-0,043	0,060	-0,013	0,067
$\log((r+\delta_i)(1+dg_i)-(dg_i^2)/2)$	-2,300	0,203	-2,257	0,269	-2,279	0,240
$\log L_{i,t-\tau}$	10,543	0,743	10,558	0,741	10,551	0,743
$\Delta MGROWTH_i$	-1,082	0,370	-0,641	0,279	-0,861	0,395
$\Delta HUMCAP_i$	0,242	0,115	0,457	0,085	0,350	0,148