

DOKTORI (PHD) ÉRTEKEZÉS

GÁSPÁR ATTILA

**DEBRECEN
2016**

DEBRECENI EGYETEM

KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYI DOKTORI ISKOLA
“VERSENYKÉPESSÉG, GLOBALIZÁCIÓ ÉS REGIONALITÁS” DOKTORI
PROGRAM

Doktori Iskola vezetője: Dr. Kapás Judit, PhD, egyetemi tanár

PHD ÉRTEKEZÉS

**REÁL-KONVERGENCIAFOLYAMATOK MÉRÉSE ÉS ÉRTELMEZÉSE A
KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYBAN**
Növekedésökonometriai és szimulációs vizsgálatok

GÁSPÁR ATTILA

Témavezető: Dr. Kormos János, CSc, egyetemi tanár



**DEBRECEN
2016**

A doktori értekezés betétlapja

REÁL-KONVERGENCIAFOLYAMATOK MÉRÉSE ÉS ÉRTELMEZÉSE A KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYBAN

Növekedésökonometriai és szimulációs vizsgálatok

Értekezés a doktori (PhD) fokozat megszerzése érdekében
közgazdaságtudomány tudományágban

Írta: Gáspár Attila okleveles közgazdász

Készült a Debreceni Egyetem Közgazdaságtudományi Doktori Iskola
„Versenyképesség, Globalizáció és Regionalitás” doktori program keretében

Témavezető: Dr. Kormos János, CSc, egyetemi tanár

A doktori szigorlati bizottság:

elnök: Prof. Dr. Losonczi László, DSc, professor emeritus, DE-TTK

tagok: Dr. Gáll József, PhD, egyetemi docens, DE-IK

Dr. Lajkó Károly, CSc, egyetemi docens, DE-TTK

A doktori szigorlat időpontja: 2015. május 29.

Az értekezés bírálói:

Dr. Gáll József, PhD, egyetemi docens, DE-IK

Dr. Major Klára, PhD, kutatási igazgató, HÉTFA

A bírálóbizottság:

elnök: Prof. Dr. Losonczi László, DSc, professor emeritus, DE-TTK

tagok: Dr. Gáll József, PhD, egyetemi docens, DE-IK

Dr. Major Klára, PhD, kutatási igazgató, HÉTFA

Dr. Gilányi Attila, PhD, tanszékvezető egyetemi docens, DE-IK

Az értekezés védésének időpontja: 2016. április 8.

Tartalomjegyzék

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS	7
1. BEVEZETÉS	8
1.1 A KIINDULÓ PROBLÉMAKÖR	8
1.2 AZ ÉRTEKEZÉS CÉLJA ÉS HIPOTÉZISEI	10
1.3 ALKALMAZOTT MÓDSZERTAN	11
1.4 A DISSZERTÁCIÓ FELÉPÍTÉSE	14
2. A KONVERGENCIAVIZSGÁLATOK ALAPJAI	15
2.1 BEVEZETÉS A KONVERGENCIAVIZSGÁLATOKBA	15
2.1.1 A KONVERGENCIAVIZSGÁLATOK CÉLJA	15
2.1.2 A KONVERGENCIAVIZSGÁLATOK TÁRGYA	19
2.1.3 STILIZÁLT TÉNYEK ÉS EMPIRIKUS TAPASZTALATOK	22
2.2 A KONVERGENCIA DEFINIÁLÁSA A KÖZGAZDASÁGTUDOMÁNYBAN	30
2.2.1 A KONVERGENCIA ÁLTALÁNOS INTERPRETÁLÁSI LEHETŐSÉGEI	31
2.2.2 MATEMATIKAI ÉS ÖKONOMETRIAI-STATISZTIKAI MEGKÖZELÍTÉS	35
2.2.3 KÖZGAZDASÁGELMÉLETI ÉRTELMEZÉS	36
2.3 KÍSÉRLET A KONVERGENCIA MOZGATÓERŐINEK FELTÉRKÉPEZÉSÉRE	41
2.3.1 BEVEZETÉS: CÉL, ESZKÖZ ÉS VIZSGÁLT VÁLTOZÓK	41
2.3.2 KIINDULÓ HIPOTÉZISEK FELVÁZOLÁSA	45
2.3.3 REGRESSZIÓS EREDMÉNYEK BEMUTATÁSA	47
3. A NÖVEKEDÉSELMÉLETEK ÉS A KONVERGENCIA KAPCSOLATA	51
3.1 NEOKLASSZIKUS NÖVEKEDÉSELMÉLETEK	51
3.1.1 A SOLOW-MODELL ISMERTETÉSE ÉS LEVEZETÉSE	51
3.1.2 AZ ALAPMODELL KITERJESZTÉSEINEK HATÁSA AZ ÁTMENETRE	65
3.2 ENDOGÉN NÖVEKEDÉSELMÉLETEK	75
3.2.1 AZ ENDOGÉN NÖVEKEDÉS DEFINIÁLÁSA	75
3.2.2 A TERMELÉSI FÜGGVÉNY MÓDOSÍTÁSA	76
3.2.3 AK-TÍPUSÚ MODELLEK FŐBB JELLEMZŐI	79
3.2.4 A TECHNOLÓGIAI HALADÁS KOMPLEXEBB MODELLEZÉSE	82
3.3 A NÖVEKEDÉSELMÉLETEK SZINTETIZÁLÁSA	84
3.3.1 NÉHÁNY NEM-LINEÁRIS HATÁS FELVÁZOLÁSA	85
3.3.2 A PARAMÉTERRESTRIKCIÓK HATÁSAINAK ILLUSZTRÁLÁSA	89
4. EMPIRIKUS VIZSGÁLATOK KERETRENDSZERE ÉS LEÍRÓ MUTATÓK	91
4.1 A FELHASZNÁLT ADATOK RÖVID ISMERTETÉSE	93
4.2 LEÍRÓ STATISZTIKAI ÖSSZEHOSONLÍTÁS	94

4.3 SZIGMA-KONVERGENCIA DEFINIÁLÁSA ÉS EMPIRIKUS VIZSGÁLATA	98
4.3.1 ELMÉLETI BEVEZETÉS: A SZÓRÓDÁSI MUTATÓK FONTOSABB JELLEMZŐI	98
4.3.2 EMPIRIKUS VIZSGÁLATOK ÉS AZ EREDMÉNYEK BEMUTATÁSA	102
<u>5. A BÉTA-KONVERGENCIA DEFINIÁLÁSA ÉS EMPIRIKUS VIZSGÁLATA</u>	106
5.1 ELMÉLETI BEVEZETÉS: A MUTATÓ BECSLÉSE ÉS FŐBB JELLEMZŐI	106
5.1.1 A MUTATÓ LEVEZETÉSE A SOLOW-MODELLBŐL	106
5.1.2 KERESZTMETSZETI REGRESSZIÓ BECSLÉSE ÉS ÉRTELMEZÉSE	108
5.1.3 PANELMODELLEK BECSLÉSÉNEK FŐBB ELMÉLETI KÉRDÉSEI	109
5.2 A BÉTA KERESZTMETSZETI EMPIRIKUS VIZSGÁLATA	112
5.3 A BÉTA EMPIRIKUS VIZSGÁLATA PANELMODELLEK ALAPJÁN	113
5.3.1 A PANELMODELLEK FELÉPÍTÉSE ÉS BECSLÉSE	113
5.3.2 A PANELMODELLEK FONTOSABB EREDMÉNYEINEK ISMERTETÉSE	115
5.3.3 DIAGNOSZTIKAI TESZTEK ÉS VIZSGÁLATOK FUTTATÁSA	122
5.4 A BÉTA BECSLÉSE EGY BAYES-I MODELLBŐL	131
5.4.1 A BECSLÉS FELTÉTELRENDSZERE	131
5.4.2 A POSZTERIOR BECSLÉS EREDMÉNYEINEK INTERPRETÁLÁSA	134
<u>6. EGY ALTERNATÍV MUTATÓ BEVEZETÉSE: OMEGA-KONVERGENCIA</u>	136
6.1 BEVEZETÉS	136
6.2 AZ OMEGA ELMÉLETI ÁTTEKINTÉSE	138
6.2.1 ALAPJELLEMZŐK ISMERTETÉSE	138
6.2.2 A MUTATÓ FORMALIZÁLÁSA	144
6.2.3 MÓDSZERTANI KIEGÉSZÍTÉS AZ OMEGA MUTATÓHOZ	146
6.3 OMEGA EMPIRIKUS VIZSGÁLATA STRUKTURÁLIS VÁLTOZÓKRA KONTROLLÁLVA	148
6.3.1 AZ OMEGA KISZÁMÍTÁSÁNAK LÉPÉSEI	149
6.3.2 AZ EMPIRIKUS EREDMÉNYEK BEMUTATÁSA ÉS ÉRTELMEZÉSE	156
6.4 OMEGA EMPIRIKUS VIZSGÁLATA KIINDULÓ FELTÉTELEKRE KONDICIONÁLVA	160
6.4.1 AZ OMEGA KISZÁMÍTÁSÁNAK LÉPÉSEI	161
6.4.2 AZ EMPIRIKUS EREDMÉNYEK BEMUTATÁSA ÉS ÉRTELMEZÉSE	162
6.5 ROBUSZTUSSÁG VIZSGÁLATA A FAJLAGOS JÖVEDELEM ALAPJÁN	164
6.5.1 DINAMIKUS MINTAIDŐSZAK STATIKUS HELYETT	165
6.5.2 KVANTILISEK VIZSGÁLATA KLASZTEREK HELYETT	166
6.6 KRITIKAI ÉSZREVÉTELEK AZ OMEGA MUTATÓRÓL	168
<u>7. SZIMULÁCIÓN ALAPULÓ KONVERGENCIAVIZSGÁLAT</u>	172
7.1 EGYENLŐTLENSÉG ÉS FELZÁRKÓZÁS SZÉTVÁLASZTÁSA	172
7.1.1 AZ IDŐSOROS MODELL DEFINIÁLÁSA	172
7.1.2 A MOMENTUMOK MEGHATÁROZÁSA	173

7.1.3	A KÉT KONCEPCIÓ MEGKÜLÖNBÖZTETÉSE	175
7.2	EGY MONTE-CARLO ELJÁRÁS ALKALMAZÁSA	177
7.2.1	A SZIMULÁCIÓ KERETRENDSZERÉNEK FELVÁZOLÁSA	177
7.2.2	SZIMULÁCIÓS EREDMÉNYEK BEMUTATÁSA	179
7.2.3	KITERJESZTÉS: EGYENSÚLYI ÁLLAPOTRA VALÓ KONTROLLÁLÁS	181
8.	KÖVETKEZTETÉSEK, ÚJ TUDOMÁNYOS EREDMÉNYEK	183
8.1	ÖSSZEGZÉS ÉS MEGFOGALMAZOTT TÉZISEK	183
8.2	ÚJ TUDOMÁNYOS EREDMÉNYEK	188
8.3	JÖVŐBELI KUTATÁSI IRÁNYOK	189
9.	FÜGGELÉK	191
9.1	AZ ÉRTEKEZÉS SZERKEZETI FELÉPÍTÉSE	191
9.2	A GAZDASÁGI NÖVEKEDÉSRE VONATKOZÓ JÖVŐBELI KILÁTÁSOK	193
9.3	ORSZÁGLISTA AZ EMPIRIKUS VIZSGÁLATOKHOZ	195
9.4	KERESZTMETSZETI BECSLÉSEK OUTPUTJAI	197
9.5	KIEGÉSZÍTŐ RÉSZEK A NÖVEKEDÉSELMÉLETEKHEZ	201
9.5.1	A COBB-DOUGLAS TERMELÉSI FÜGGVÉNY ÉS A KIINDULÓ FELTÉTELEK	201
9.5.2	A TECHNOLÓGIAI HALADÁS ENDOGENIZÁLÁSA	202
9.5.3	FUNDAMENTÁLIS NÖVEKEDÉS KONTRA PROXY VÁLTOZÓK	205
9.5.4	EGY HUMÁN TŐKÉVEL BŐVÍTETT (SZEMI-)ENDOGEN MODELL	211
9.6	SZIGMA-KONVERGENCIA FELBONTÁSA	219
9.7	HÁTTÉRSZÁMÍTÁSOK- ÉS ANYAGOK A BÉTA-KONVERGENCIÁHOZ	222
9.7.1	A GMM-BECSLŐFÜGGVÉNY RÖVID BEMUTATÁSA	222
9.7.2	BÉTA-KONVERGENCIA – EGYSÉGGYÖK-TESZTEK	223
9.7.3	BÉTA-KONVERGENCIA – REGRESSZIÓS OUTPUTOK	225
9.7.4	A BAYES-I KERETRENDSZER NÉHÁNY ISMERTETŐJEGYE	229
9.7.5	BAYES-I MODELL – MATLAB PROGRAMKÓD	230
9.8	TOVÁBBI LEÍRÁSOK ÉS RÉSZSZÁMÍTÁSOK AZ OMEGA MUTATÓHOZ	235
9.8.1	A KLASZTERANALÍZIS NÉHÁNY TOVÁBBI JELLEMZŐJE	235
9.8.2	AZ EGYES ORSZÁGOK KLASZTERCSOPORTJAI	236
9.9	KIEGÉSZÍTÉS A MONTE CARLO ELJÁRÁSOKHOZ	240
9.9.1	A SZIMULÁCIÓ NÉHÁNY ELŐNYE A BECSLÉSEL SZEMBEN	240
9.9.2	MONTE-CARLO SZIMULÁCIÓ – R PROGRAMKÓD	244
10.	ÁBRÁK ÉS TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE	246
10.1	ÁBRAJEGYZÉK	246
10.2	TÁBLÁZATJEGYZÉK	247
11.	IRODALOMJEGYZÉK	249

KÖSZÖNETNYILVÁNÍTÁS

Ez az értekezés nem jöhetett volna létre számos személy támogatása nélkül. Ezúton is szeretném hálámat kifejezni a disszertációtervezet bírálóinak, Major Klárának és Gáll Józsefnek a rendkívül hasznos észrevételeket. Külön köszönöm Major Klárának az inspiráló javaslatokat és a sok segítséget a dolgozat végső verziójának továbbfejlesztéséhez, kiváltképp az értekezésben felvázolt alternatív mutató vonatkozásában. Ferkelt Baláznak is sok hálával tartozom, aki átolvasva a dolgozatot több javaslatot is fűzött hozzá. Szintén szeretném megköszönni a témavezetőmtől, Kormos Jánostól, valamint Földvári Pétertől, Czeglédi Páltól és Gáll Józseftől a hasznos észrevételeket a Kutatási Fórumokon, Debrecenben.

Az alap- és a mesterképzés során, több projekt keretében nagyon sok útmutatást kaptam konzulemseimtől, Ilyésné Molnár Emesétől, Ferkelt Balázstól, illetve Varga Gergelytől és Kotosz Balázstól, amelyek szilárd támpontként szolgáltak doktori értekezésemhez is. Így nekik is nagyon sok hálával tartozom emiatt. A konkrét témaválasztás mellett azt is Ilyésné Molnár Emesének, illetve Ferkelt Baláznak köszönhetem, hogy segítettek megtalálni a specializációs szakterületeimet a közgazdaságtanon és a módszertanon belül.

A korábbi tanulmányaim során több konferencián is tartottam olyan előadásokat, amelyek az értekezés témakörébe vágtak. Szeretném megköszönni e rendezvényeken kapott észrevételeket Zalai Ernőtől, Varga Attilától, Matti Virentől, Mellár Tamástól, Rátfai Attilától, Kónya Istvántól, Takács Tibortól és Kovács Erzsébettől.

Köszönettel tartozom továbbá a jelenlegi és a korábbi közvetlen munkahelyi vezetőimnek, Várpalotai Viktornak, Halász Ágnesnek és Szél Katalinnak a támogatásukért és a lehetőségért, hogy részt vehettem a doktori képzésben.

Ezúton is köszönöm a Debreceni Egyetem munkatársaitól kapott útmutatásokat, valamint a Közép-Európai Egyetem munkatársainak a lehetőséget, hogy a doktori képzést támogató programjukban egy éven keresztül részt vehettem, aminek keretében bővíthettem a szakmai ismereteimet. Szintén köszönöm a Magyar Nemzeti Bank munkatársainak a lehetőséget, hogy részt vehettem egy ökonometria kurzusukon.

Végezetül, de közel sem utolsó sorban szeretném a hálámat kifejezni a szeretteimnek, barátaimnak a folyamatos és rendületlen megértésükért, támogatásukért és biztatásukért.

1. BEVEZETÉS

A konvergenciavizsgálatok számos aspektusból is nagy relevanciával bírnak a közgazdaságtanban belül. A terület egyik oldalról szervesen kötődik mind az ökonometriához és a statisztikához, mind a makroökonómiához. A másik oldalról viszont jóval túlmutat a mainstream szemléleten ez a kérdéskör. A konvergenciafolyamatok jobb megértése egyben támpontot adhat olyan kérdések megválaszolásához, mint például miért fejlettebb egyik gazdaság a másiknál, illetve mikor érheti utol az egyik ország a másikat. Azaz olyan kérdésekhez, amelyek társadalomtudományi szempontból, sőt annál szélesebb körben is irányadóak.

1.1 A kiinduló problémakör

„Achilleusz tízszer gyorsabban fut, mint a teknősbéka, ezért tíz méter előnyt ad neki. Míg lefutja Achilleusz ezt a tíz métert, egy métert halad előre a teknőc; míg lefutja Achilleusz ezt a métert, egy decimétert halad előre a teknőc; míg lefutja Achilleusz ezt a decimétert, egy centimétert halad előre a teknőc; míg lefutja Achilleusz ezt a centimétert, egy millimétert halad előre a teknőc; míg lefutja Achilleusz ezt a millimétert, egy tized millimétert halad előre a teknőc és így tovább a végtelenségig, tehát ha örökké fut is Achilleusz, sosem érheti el a teknősbékát.”

Forrás: Mellár (2001) (Zénón, ~Kr. 450)

Zénón közismert paradoxonját Krisztus előtt 450 körül fogalmazta meg. A filozófus bevezető története jól tükrözi a kiinduló – konvergenciamutatók elemzése során is fennálló – problémát, miszerint óvatosan kell eljárunk a távolság értelmezésekor: egyes megközelítések alapján elképzelhető, hogy teljesen más következtetésekre jutunk.

Elsőként Baumol (1986) mutatott rá, hogy felzárkózás figyelhető meg több ipari ország – 1870 és 1979-ben mért adatai – között, azaz a kevésbé fejlett gazdaságok relatíve gyorsabb egy főre jutó reál GDP növekedést mutattak. De Long (1987) viszont arra hívta fel a figyelmet, hogy az empirikus vizsgálat eredményei torzítottak, aminek a háttérében endogenitás, illetve a mintaválasztás szelektív jellege áll. Ezt követően azonban számos kutató, elsősorban Barro és Sala-i-Martin (1991) munkásságát követve 2–3% körüli felzárkózási sebességet kvantifikált, például az alábbi régiók és országok között:

- Egyesült Államok régiói (Barro-Sala-i-Martin, 1991, 1992)

- Olaszország régiói (Bianchi-Menegatti, 2005)
- OECD tagországok (Sala-i-Martin, 1996b)
- Mexikó régiói (Diaz-Bautista, 2000)
- néhány dél-amerikai gazdaság (Barrientos, 2007)
- iszlám (OIC) gazdaságok (SESRIC, 2013)
- Európai Unió régiói (Dall'erba, 2003; Martin, 1998)
- Közép-Kelet-Európa (Dedák és Dombi, 2009).

Sokan a 2–3%-os ütemre új Káldor tényként is hivatkoznak annak ellenére, hogy világviszonylatban nem mutatható ki konvergencia. Egy másik megközelítés szerint viszont ez a „misztikus” ütem fakadhat abból, hogy a heterogenitást a becslések során nem tudjuk megfelelő mértékben kiszűrni. Vagyis bizonyos faktorok hasonló mértékű növekedése (például a technológiai haladás, preferenciák változásának következtében) is generálhat hasonló konvergenciasebességet (Quah, 1996b). A 2%-os ütemet az is magyarázhatja, hogy a vizsgált folyamat nem feltétlenül stacioner. Quah (1993) arra is rámutatott, hogy felzárkózást akkor is lehet becsülni keresztmetszeti mintákból, amikor a szóródás nem csökken. Ez a tény szintén ellentmondásosnak tekinthető. A mérési hiba szintén abba az irányba torzíthatja a becslések eredményeit, hogy azok konvergenciát mutatnak.

Az empirikus eredmények összehasonlíthatóságát számos tényező nehezíti. Egyrészt, többféle konvergenciadefiníció is használatos a közgazdaságtanon belül. Abszolút konvergenciáról akkor beszélünk, ha *ceteris paribus* felzárkózásra kerül sor. Ha a konvergenciára bizonyos strukturális változók vagy kiinduló feltételek egyezősége esetén kerül sor, akkor feltételes, illetve klubkonvergenciáról beszélhetünk. Ez utóbbi két koncepció viszont lényegében parciális divergenciaként is azonosítható (Kim-Heshmati, 2014).

A gyakorlatban konvergencia alatt általában az egyenlőtlenségek csökkenését, illetve egyes országok fejlettségének egymáshoz, vagy egy szinthez történő felzárkózását értjük. Statisztikai-ökonometriai és gazdaságpolitikai értelmezésekkel is találkozhatunk, amelyek szintén más-más megközelítéseket ragadnak meg. Előbbiek során leggyakrabban konzisztenciaként, míg utóbbiak esetében általában növekedési ütemek közeledéseként értelmezzük a pozitív folyamatot.

Másrészt, a formalizált makromodellek sem nyújtanak egységes elméleti támpontot. Ez azt jelenti, hogy más-más elméleti, kiinduló feltételek jelentősen eltérő

eredményekre vezetnek. A termelési függvény szerkezete, alakja, valamint a tőke kibocsátás szerinti rugalmassága ugyanis lényegében meghatározza, hogy létezik-e egyensúlyi állapot és átmenet, vagyis hogy teljesül-e a feltételes konvergenciára vonatkozó hipotézis vagy sem. Következésképp, konvergenciát és divergenciát egyaránt implikálhatnak a makromodellek.

A neoklasszikus modellekben a tőke csökkenő határtermékére vezethető vissza, hogy feltételes konvergenciára kerül sor azon gazdaságok között, amelyekben azonosak a strukturális változók (jellemzően a megtakarítási ráta, népességnövekedés, amortizáció, exogén technológiai haladás, termelési függvény szerkezete). Azaz az újonnan investált tőkével magasabb kibocsátás érhető el, mint a korábban létrehozottal. Az endogén növekedésméletek során a tőke csökkenő határtermékére vonatkozó hipotézis már tipikusan nem teljesül, és bizonyos spillover hatások eredményeként hosszú távon növekedhetnek a gazdaságok anélkül, hogy konvergenciára kerülne sor. Ennek egyik tipikus példája a humán tőke tovagyrúzó hatása.

Harmadrészt, az egyes mérőszámok is több kérdést vetnek fel. Béta-konvergenciáról akkor beszélhetünk, ha negatív együttthatót becsülünk a kiinduló jövedelemszint és a növekedés üteme között. A szigma-konvergencia pedig az egyenlőtlenség csökkenését, tipikusan a jövedelmek szóródásának mérséklődését ragadja meg. A két mutató összefügg: a béta-konvergencia fennállása szükséges ahhoz, hogy a szigma értelemben vett konvergencia teljesüljön, de utóbbira egyéb tényezők is hatnak.

A regressziós vizsgálatok során az egyensúlyi állapotot befolyásoló fontosabb változókra szeretnék kondicionálni (béta-konvergencia alapján). Tipikus probléma a becslés során, hogy annak eredményei torzítottak lehetnek a szimultaneitás, kihagyott változók, illetve a mérési hiba miatt. Ezen túlmenően identifikáltsági problémák, instrumentumok választásával kapcsolatos kérdések, nem-lineáris hatások is felmerülhetnek, illetve a heterogenitás különböző forrásai is nehezítik a modell becslését. A szóródási mutatók sem mentesek a hibatényezőktől (például mérési hibától), ezen túlmenően a súlyok választása, az adatok különböző transzformációja is eltérő eredményekhez vezethet.

1.2 Az értekezés célja és hipotézisei

A doktori értekezésben a konvergenciavizsgálatok témakörének továbbfejlesztéséhez szeretnék hozzájárulni, ami egy kiemelkedően közkedvelt irányzatnak tekinthető a közgazdaságtanon belül. Mind elméleti, mind empirikus

célzatú megfontolások vezéreltek kutatókat abban, hogy elmélyüljenek ebben a kérdéskörben. Alapvetően empirikus szemléletben, de a formalizált mainstream elméleti keretrendszerből kiindulva épült fel az értekezésem.

Elsődleges célja az értekezésnek a sokfajta reálkonvergencia-konceptió, -mérőszám közötti kapcsolat feltérképezése, verifikációja, elemzése. Egyrészt arra törekszem, hogy a főbb konvergenciadefiníciókat, elméleteket és mutatószámokat feltérképezsem és összehasonlítsam. Másrészt kísérletet teszek arra, hogy a növekedésméletek és a reálkonvergencia kapcsolatát a hagyományos szemléletnél részletesebben mutassam be. Harmadrészt empirikus és szimulációs vizsgálatot is végzek. Végezetül a konvergencia egy alternatív koncepcióját is megpróbálom felvázolni és számszerűsíteni.

E szempontok alapján az alábbi hipotéziseket fogalmaztam meg:

- 1) A világgazdaságban a korábbi empirikus tapasztalatokkal összhangban divergencia figyelhető meg, de ha megfelelő kontrollváltozókra tudunk kondicionálni, globális szinten is becsülhetünk felzárkózásra vonatkozó pozitív eredményeket.
- 2) A konvergenciamutatókat árnyalhatjuk: a heterogén sokaságot homogénebb részsokaságokra bonthatjuk, különböző transzformációkat hajthatunk végre, népeséggel súlyozhatjuk az adatokat, stb. Ez lehetővé teszi, hogy jobban megértsük a konvergenciafolyamatokat. A népeséggel súlyozott eredmények gyorsabb felzárkózást mutathatnak, ami jelentős mértékben Kína kiugró növekedésével magyarázható.
- 3) Ha a konvergencia mérésekor kiszűrjük a kisebb változásokat, üzleti ciklusokat, bizonyos mérési hibákat, akkor más mintázatot kaphatunk, mint a hagyományos szemléletben. Ennek feltérképezésére egy alternatív mutató megalkotható.
- 4) Elméleti szempontból létezik kapcsolat az egyes konvergenciamérőszámok, illetve -konceptiók között, de a gyakorlati alkalmazások során előfordulhat, hogy nem mozognak mindig együtt. Ennek hátterében a sokkhatások, az endogenitási torzítás, és az adatgeneráló folyamat téves feltérképezése állhat. Szimulációs vizsgálatokkal feltárható ennek a diszkrepanciának a mértéke.

1.3 Alkalmazott módszertan

A disszertáció témáját tekintve – ahogy annak alcíme is mutatja – növekedésökonometriai és szimulációs szakterületekhez kötődik. Növekedésökonometriai vizsgálatok alatt lényegében az átmeneti, vagy a hosszú távú

növekedési trendeket feltáró ökonometriai és statisztikai módszereken alapuló, elméleti vagy alkalmazott kutatásokat értjük. A szimulációs vizsgálatok alatt pedig bizonyos feltételeken alapuló, részben vagy teljes egészében konstruált adatokon nyugvó elemzéseket értjük. Közgazdaságtudományi szempontból pedig – a makroökonómián belül – a növekedéstudományokhoz, azokon belül is az átmeneti növekedéssel foglalkozó formalizált irányzatokhoz köthetők a konvergenciavizsgálatok.

Az értekezés közgazdaságtudományi szekcióinak alapját részben Barro és Sala-i-Martin tankönyve (2004), míg az ökonometriai szekciók alapját részben Durlauf és szerzőtársai (2004) tanulmánya képezi. E benchmark anyagok mellett természetesen mind elméleti, mind alkalmazott vonalon igyekeztem a szakirodalom viszonylag széles spektrumát lefedni és feltérképezni.

A növekedésökonometriai, empirikus vizsgálatok elsődleges célja a konvergenciafolyamatok bemutatása, azaz a felzárkózás, illetve a leszakadás tényének becslése és az esetleges utolérés számszerűsítése. A célom az volt, hogy minél általánosabb következtetéseket próbáljak meg levonni, emiatt igyekeztem a minta méretét maximalizálni: a világ 143 országát vontam be a vizsgálatokba az 1970-es évektől a közelmúltig (a szűkített modellek 99 országot tartalmaztak). A relatív magas mintaelemszám további előnye, hogy a mintaszelekciós torzítás csökkenésének irányába hat.

A konvergenciavizsgálatok során az egy főre jutó GDP alakulását próbáltam meg modellezni, elsősorban a fejlettség kiinduló szintjével. A késleltetett érték koefficiensének tesztelése a konvergencia tesztjének fogható fel: ha az együtthatója negatív, akkor felzárkózásra került sor a vizsgált időintervallumban, azaz a kevésbé fejlett országok ceteris paribus relatíve gyorsabban növekedtek.

Mivel a konvergencia sebességét számos tényező befolyásolja, ezért ezekre kondicionálva meghatározhatjuk a felzárkózás parciális, feltételes becslését. E tényezők közé tartoznak többek között demográfiai, fiskális, humán fejlettséget mérő és egyensúlyi mutatók. E változók bevonása egyben lehetővé teszi, hogy a főbb növekedési faktorok identifikálhatók legyenek. A másik oldalról viszont feltételes konvergencia során már nem beszélhetünk arról, hogy a kevésbé fejlett országok automatikusan utol fogják érni a fejletteket.

Az értekezésben készített empirikus vizsgálatok vázát nagyrészt regressziós modellek képezték, ezeken belül is elsősorban panelmodellek. Ennek háttérében az áll, hogy a különböző konvergenciakoncepciók közül a felzárkózásra koncentráltam

elsődlegesen, ami több tényezővel magyarázható. Egyrészt a gyakorlatban konvergencia alatt általában felzárkózást értünk. Másrészt a konvergencia elméleti levezetése, megközelítése is alapvetően a felzárkózáshoz kötődik.

A hagyományos technikák (within group, pooled OLS) mellett igyekeztem figyelmet fordítani a robusztusabb eljárásokra (GMM-becslés) és a konvergenciavizsgálatok keretében ritkábban alkalmazott módszerekre (például térbeli korreláció figyelembe vétele). A modellek tesztelésére, a diagnosztikai vizsgálatokra is próbáltam nagy hangsúlyt fektetni (például J-statisztika, Hausman-teszt, hagyományos modellszelekciós és reziduális tesztek).

A fő célja a regressziós módszerek viszonylag szélesebb spektrumának nem technikai jellegű: egyrészt arra törekedtem, hogy a becslés – endogenitásból fakadó – torzítását redukáljam. Másrészt a számítások robusztusságát is szerettem volna ellenőrizni. Harmadrészt a szóban forgó folyamatokat jobban megérthetjük azáltal, hogy a heterogenitás különböző formáira (földrajzi és országcsoportheterogenitás, különböző interakciók, a növekedést meghatározó főbb hagyományos faktorok) kondicionálunk. A regressziós becslés mellett szóródáson alapuló és egyéb leíró jellegű számításokat is készítettem.

A vizsgálatok a Penn World Table, az UNCTAD, az ENSZ és az IMF adatain alapulnak. A becslésekhez elsősorban EViews-t (v7), másodsorban Stata-t (v13) használtam. Ezekon túlmenően, néhány egyszerűbb kalkuláció (például szóródási mutatók) Excel-ben (v2007 és v2016) készült el. SPSS-sel (PASW v18) is végeztem néhány számítást: elsősorban klaszteranalízist futtattam.

Az empirikus vizsgálatokhoz felhasználtam néhány szimulációs eljárást. Nevezetesen egy egyszerűbb Bayes-i modellt lefuttattam annak illusztrálása érdekében, hogy milyen mértékben módosulhatnak a felzárkózásra vonatkozó becslések, ha változnak a kiinduló feltételek.

Az empirikus vizsgálatokból nyert következtetések egy-egy mintán alapulnak, így az azokat befolyásoló mérési hibák, különböző sokkhatások akár jelentős torzítást is okozhatnak. Az adatgeneráló folyamat ismeretének hiánya szintén számos további kérdést vethet fel. Következésképp, az empirikus vizsgálatok nem alkalmasak automatikusan arra, hogy a konvergenciamérőszámok közötti összefüggéseket feltérképezhessük, ami a doktori értekezésnek egyik fő célkitűzése. Ennek vizsgálatára – egy Monte Carlo eljárás keretében – szimulált adatokon alapuló számításokkal tettem kísérletet. Ezen túlmenően egy egyszerűbb endogén növekedési modellt is definiáltam,

amiből – összehasonlítva a Solow-moddal – számszerűsítettem a felzárkózás sebességét különböző kiinduló feltételek mellett. A szimulációs vizsgálatoknak így az egyik előnyös tulajdonsága az, hogy az adatgeneráló folyamatot lényegében ismerjük, szemben egy standard ökonometriai vizsgálattal, ami jellemzően az adatgeneráló folyamat lehetséges hátterének feltárásával lezárul.

A szimulációs vizsgálatokhoz egyrészt a MATLAB-ot (vR2010a), másrészt az R-t (v3.2.0), harmadrészt az Excelt (v2007 és v2016) használtam fel.

Az alkalmazott módszerek, növekedésméletek rövid összefoglalását két ábra és egy táblázat szemléleti a függelékben (9.1-es alfejezet).

1.4 A disszertáció felépítése

Az értekezés a következőképpen épül fel. A második fejezet célja, hogy a konvergencia értelmezési lehetőségeit, főbb aspektusait és az empirikus tapasztalatokat bemutassam. Formalizáltan, közgazdaságtudományi szempontok mentén is definiálom a konvergencia fogalmát.

A harmadik fejezetben a konvergencia növekedésméleti aspektusait ismertetem. Továbbvezetve a második fejezetben leírtakat, a neoklasszikus alapmodellből kiindulva levezetésre kerül a konvergencia sebessége és annak főbb jellemzői. Ezt követően a modell vázát kismértékben megváltoztatva tömören bemutatom a mainstream irányzatba tartozó modellek főbb jellemzőit és konvergenciatulajdonságait. A fejezet második részében néhány egyszerűbb endogén modellt ismertetek és felvázolom a modellstruktúra hatását az átmenetre. Végezetül röviden a konvergenciaelméletek szintetizálásával, illetve egyfajta árnyalásával foglalkozom.

A negyedik, ötödik és hatodik fejezetben a konvergencia mérésével és empirikus vizsgálatával foglalkozom háromféle megközelítésben. Az első két megközelítés mainstream koncepciónak tekinthető, a harmadik viszont egy új alternatív indikátornak. A konvergencia értelmezésének bővítésével és a heterogenitás főbb formáinak elkülönítésével is megpróbáltam árnyalni a vizsgálatokat.

A hetedik fejezetben szimulációs vizsgálatot végeztem a konvergenciafolyamatok számszerűsítésére. A szimulált adatokból nyert következtetések ugyanis támpontot nyújthatnak a konvergenciajelzők elméleti jellemzőire vonatkozóan.

A nyolcadik fejezetben összefoglalom az értekezés legfontosabb megállapításait és következtetéseit.

2. A KONVERGENCIAVIZSGÁLATOK ALAPJAI

2.1 Bevezetés a konvergenciavizsgálatokba

2.1.1 A konvergenciavizsgálatok célja

A konvergenciavizsgálatok elsődleges célja országok vagy régiók adott csoportjában megfigyelhető konvergencia (vagy divergencia), vagyis felzárkózás (vagy leszakadás), illetve egyenlőtlenségek csökkenésének (vagy növekedésének) számszerűsítése. A továbbiakban a konvergenciavizsgálatok másodlagos céljaival és a konvergenciavizsgálatok főbb jellemzőivel, majd ezt követően az empirikus tapasztalatokkal foglalkozom. A konvergencia fogalmának pontosítását, tisztázását a 2.2-es alfejezetben ismertetem.

Utolérés

A konvergenciavizsgálatok gyakran az utolérés (esetlegesen felezési idő) meghatározására irányulnak, vagyis a konvergencia sebességének számszerűsítésén keresztül annak megállapítására, hogy egy *kevésbé fejlett régió vagy ország mikor zárkózhat fel a fejlettekhez*. E kérdés egyrészt jóléti szempontból releváns, mivel a konvergenciafolyamatok gyorsulása tipikusan az életszínvonal növekedésével párosul. Másrészt bizonyos csoportokhoz való csatlakozáshoz előkövetelmény lehet egy bizonyos fokú felzárkózás annak érdekében, hogy a csoport homogenitását, és azon keresztül annak stabilitását, a külső kitettség csökkentését is biztosítsák. Gondoljunk például a Maastrichti kritériumokra, amelyek az euró bevezetéséhez szükséges előfeltételek teljesülését írják elő.

Gazdaságpolitikai intézkedések

Szintén célja lehet a vizsgálatoknak annak feltérképezése, hogy a konvergenciafolyamatok mennyire automatikusak, vagyis *szükséges-e bármilyen gazdaságpolitikai beavatkozás annak érdekében, hogy a növekedés üteme gyorsuljon*. Ilyen keresletösztönző intézkedés lehet például kormányzati transzferek nyújtása a gazdasági szereplők egy adott csoportjának. Hatásvizsgálat mellett érzékenységvizsgálat is célja lehet egy konvergenciavizsgálatnak: szcenárióelemzés készítése például arra vonatkozóan, hogy a kiinduló feltételek változása (például a külső kereslet vártnál gyorsabb növekedése) hogyan hat a felzárkózásra.

Ezekkel összefüggésben, a gazdaságpolitikai intézkedések utólagos értékelése is célja lehet egy konvergenciavizsgálatnak. Például az uniós támogatásokat milyen hatékonyan sikerült felhasználni, milyen mértékben járulhattak hozzá a növekedés esetleges gyorsulásához.

Növekedési faktorok identifikációja

Általánosabban megfogalmazva az eddig leírtakat leszögezhetjük, hogy a *konvergenciavizsgálatok hozzájárulhatnak a növekedési faktorok meghatározásához is*, vagyis azon tényezők azonosításához, amelyek nem csak rövid-, hanem közép- és hosszútávon is hozzájárulhatnak a gazdasági növekedés gyorsulásához. Természetesen a különböző időhorizontokon más-más hatása lehet egy adott tényezőnek¹, például azért, mert egy hosszú távú növekedést serkentő strukturális intézkedés rövidebb távon pótlólagos költséget róhat a gazdasági szereplőkre.

A rövid- és a hosszú távú növekedés szétválasztása elméleti szempontból kiemelt jelentőséggel bír. Hosszú távú növekedés alatt az egyensúlyi állapotban érvényesülő növekedést értjük, míg rövidtávú növekedésnek azt az ütemet nevezzük, amit az átmenet során tapasztalunk. Vagyis azt az ütemet, amelyet akkor tapasztalunk, amikor egy gazdaság nincsen egyensúlyban. Növekedésökonometria vizsgálatok irányulhatnak mindkét területre; az értekezésben alapvetően az utóbbival foglalkozom, mivel az átmeneti növekedés kutatása lényegében a konvergencia/divergencia vizsgálatára irányul. Ugyanis ha a gazdaságok már egyensúlyban és azonos gazdasági szinten vannak, akkor teljes mértékben teljesült a konvergencia, az utolérés. Hogy ha nem következett be érdemi felzárkózás/az egyenlőtlenségek erőteljes csökkenése, akkor ettől függetlenül még beszélhetünk konvergenciáról, hiszen közeledhettek egymáshoz a gazdaságok.

Barro és Sala-i-Martin (1991) javaslatát követve számos empirikus kutatás készült, amelyek során több faktort is identifikáltak kutatók. Ilyen változók például a tőketranszferek, FDI-beáramlás, humán tőke. Barro (2005) az alábbi tényezőket identifikálta:

- iskolázottság (+)
- várható élettartam (+)

¹ Ezt a háztartások esetében tompíthatja azonban a Ricardói ekvivalencia feltételezése: egyösszegű adók esetén a lakosság egy adócsökkentés során abból indul ki, hogy a jövőben adóemelésre kerül sor. (Buchanan, 1976)

- termelékenység kiinduló szintje (–)
- kormányzati fogyasztás (–)
- törvényesség, jogbiztonság (+)
- infláció (–)
- külkereskedelmi cserearány (+)

ahol: +/- a kapcsolat irányát jelöli az adott faktor és a GDP/fő növekedése között.

A tényezők között találhatunk olyanokat, amelyek növelik a kiszámíthatóságot, stabilitást és így ösztönzik a termelési kapacitások további bővítését is. Az inflációnak negatív a hatása, hiszen alacsonyabb árszínvonal-növekedés arra ösztönzi a háztartásokat, hogy többet fogyasszanak, dolgozzanak a reálbérek növekedése következtében. A külkereskedelmi cserearány háttérében az áll, hogy a relatív olcsóbb importárak (az exportárakhoz képest) kisebb importált inflációs nyomást generálnak, illetve a relatív magasabb exportárak növelik a versenyképességet. Mindkét tényező serkenti a gazdaság növekedését. Fontos azonban megjegyezni, hogy az adott gazdaság szerkezete, természeti adottságai sokat számítanak. Amennyiben a cserearány javulásának háttérében valamilyen energiahordozó árának csökkenése áll, akkor az azt importáló országok versenyelőnyét az energiahordozót exportáló országok versenyhátránya globális szinten eliminálhatja.

Növekedési faktorok kapcsán fontos kiemelni, hogy azok többféleképpen is definiálhatók. Hausman és szerzőtársai (2005) különböző kritériumok mentén határozták meg a tartós növekedési dinamikákat, és az úgynevezett növekedési csodák okait számszerűsítették. Empirikus kutatásuk során a *hosszú távon fenntartható és stabil növekedés erősen és pozitívan korrelál a beruházásokkal, a külkereskedelemmel és az árfolyamleértékelődéssel*. A növekedési csodák bár nem rendkívüliek, nehezen jelezhetők előre a hagyományos értelemben; a politikai rezsimváltás, a pénzügyi liberalizáció és a kereskedelmi nyitottság magyarázó ereje ugyanakkor szignifikánsnak bizonyult.

A növekedési faktorok vizsgálata során a kutatók tipikusan minél több változó bevonására törekednek, hiszen így feltárhatók az egyes faktorok tényleges, parciális hatásai. Ha ugyanis a kihagyott változókkal korrelálnak a magyarázó változók, akkor a parciális és a globális hatások nem egyeznek meg. Ha valamilyen formában tudunk kondicionálni a heterogenitást okozó változókra, akkor e faktorok hatásai nem

valamelyik becsült paraméterben, illetve a konstans tagban, vagy a reziduumokban jelennek meg. Tehát az endogenitásból fakadó becslési torzítás is csökkenthető.

Természetesen a gyakorlatban viszont nem lehet valamennyi, gazdasági növekedést befolyásoló tényezőre kondicionálni. További probléma, hogy a növekedésméletek nem feltétlenül nyújtanak egyértelmű segítséget a változók detektálásában. Ezen túlmenően, bizonyos változókra (elsősorban a technológiára) gyakran nem tudunk kondicionálni, mivel azok nem feltétlenül mérhetőek. Ez azt eredményezheti, hogy éppen a kihagyott változók miatt lesz szignifikáns a bevont faktor. Azt is érdemes figyelembe venni, hogy a növekedési faktorok jelentősen korrelálhatnak egymással. Mindezen tényezők mellett is talán meglepőnek tűnhet, hogy kiugró az egyes empirikus vizsgálatok során kapott faktorok száma: *Barro és Sala-i-Martin (2004:74) 145 magyarázó változót számolt össze szakirodalmi áttekintésük alapján.*

Növekedésméletek tesztelése

A konvergenciavizsgálatok elméleti szempontból is kiemelt jelentőséggel bírnak. A *növekedésméletek közötti szelekcióban is szerepet játszhatnak*, hiszen azok az elméletek, amelyek empirikus (elsősorban ökonometriai) vizsgálatokkal is verifikálhatók, kerülhetnek tipikusan be, illetve maradhatnak a mainstream közgazdasági áramban. Ez a fajta verifikációs igény kétoldalú: a közgazdasági elméletek segítették az ökonometria fejlődését, míg az ökonometriai és egyéb módszertani jellegű vizsgálatok, modellek hozzájárultak a közgazdasági elméletek (és azokon belül a növekedésméletek) fejlődéséhez. Érdemes azonban megjegyezni, hogy számos tényező nehezíti az elméletek empirikus tesztelését.

A vizsgálatokat készítő intézetek

Konvergenciavizsgálatokat számos hazai és nemzetközi szervezet is készít. E tanulmányok célja a várható növekedési és makropálya feltérképezése, a növekedés dekomponálása különböző komponensekre (termelési, felhasználási és jövedelemoldalon), scenáriók készítése (például a kockázati prémium növekedésének hatása a kilátásokra), hatásvizsgálatok szimulációja (például a kormányzati intézkedések hatása a makropályára). Magyarországon a hivatalos Konvergencia Programot a Nemzetgazdasági Minisztérium készíti, amelyben a számítások alapját egy makroökonometriai modell (Dózsa et. al., 2014) képezi.

Nemzetközi viszonylatban is kiemelt szerepe van a konvergenciavizsgálatoknak; az Európai Unióban az Európai Bizottságnak a feladata az egyes EU-tagállamok növekedési pályáinak monitoringja, feltérképezése. A Bizottság a következőképpen határozza meg a konvergenciafolyamatokat vizsgáló, úgynevezett stabilitási és konvergencia programok célját:

„Az EU tagállamainak minden év áprilisában ismertetniük kell a következő három évre szóló költségvetési terveiket. Ennek alapjául a Stabilitási és Növekedési Paktum gazdasági kormányzásra vonatkozó szabályai szolgálnak. Ezek a szabályok azt hivatottak biztosítani, hogy a tagállamok államháztartása minél stabilabb legyen, és ne alakuljon ki túlzott költségvetési hiány.”

Forrás: Európai Bizottság (2016)

2.1.2 A konvergenciavizsgálatok tárgya

Csoportosítási lehetőségek

Konvergenciavizsgálatokat végezhetünk közgazdaságtan elméleti és empirikus (ökonometria-statisztikai, gazdaságpolitikai) célzattal egyaránt. Az elméleti típusú vizsgálatok során definiálhatunk egy növekedésméleti modellt, amiből következtethetünk a konvergencia/divergencia sebességére, amit ezt követően az empirikus adatokon is tesztelhetünk. Egy empirikus vizsgálat során éppen ennek ellenkezőjére törekszünk: adatelméletet végzünk, majd ezt követően tesztelhetjük, hogy melyik közgazdasági elmélet közelíti jól az eredményeket.

A kutatások többféle indikátorra irányulhatnak. A vizsgált mutatók alapján beszélhetünk *reálkonvergenciáról* (például egy főre jutó GDP esetében), *nominális konvergenciáról* (például árak, GDP-deflátor és kamatlábak vonatkozásában), vagy *szerkezeti konvergenciáról* (például mezőgazdaságban foglalkoztatottak arányát vizsgálva). A maastrichti kritériumok a második csoportra, míg a kohéziós politika elsősorban a reálkonvergenciára koncentrál (Ferkelt-Gáspár, 2008). Az értekezésben alapvetően a reálkonvergenciával fogok a továbbiakban foglalkozni.

GDP/fő mutatón alapuló vizsgálatok

A konvergenciavizsgálatok keretében a kutatók *leggyakrabban az egy főre jutó GDP* alapján tesznek kísérletet a (reál)konvergencia, vagy (reál)divergencia tényének, illetve sebességének mérésére; ezért az értekezésnek is ez a központi indikátora. A fejlődő

gazdaságokban ugyanis a viszonyszám relatív növekedése a konvergencia gyorsulására utal. Az egy főre jutó GDP vizsgálata mellett szól továbbá, hogy a mutató a jólét egyfajta proxy-jának is felfogható.

A GDP alakulását nem folyó áron, hanem jellemzően *árhatásoktól mentesen, azaz egy adott év átlagárán, rögzített bázison szoktuk kifejezni*. Az elméleti modellalkotás, de a gyakorlati alkalmazások során is ugyanis arra vagyunk kíváncsiak, hogy mennyivel nőtt egy adott időszak alatt az egy gazdaságban mért volumenaggregátum. Az árak mellett az árfolyam volatilitása is torzítja a reálgazdasági összehasonlítást, így jellemzően egy adott, *rögzített referenciaválutához* viszonyítva írjuk fel az idősorokat. Ennek egyik alternatívájaként a megélhetési különbségek kiszűrése céljából vásárlóerőparitáson is vizsgálhatjuk a bruttó hazai össztermék alakulását.

A nemzeti számlákban a GDP alakulását három megközelítésben is definiálhatjuk:

- 1) *termelési oldal*: ágazati hozzáadott értékek alapján (primer, szekunder és terciér szektor, nettó termékadók);
- 2) *felhasználási oldal*: a keresleti összetevők alapján (lakossági és közösségi fogyasztás, bruttó állóeszköz-felhalmozás, nettó export, készletfelhalmozás);
- 3) *jövedelemoldal*: bruttó működési eredmény, munkavállalói jövedelem, nettó termelési és termékadók.

Vagyis a *GDP nem csak egy adott időszak alatt megtermelt termékek és szolgáltatások halmozódásmentes (azaz folyó termelőfelhasználás nélküli) kibocsátását, hanem annak felhasználását, illetve a keletkezett jövedelmeket is lefedi*. Kifejezetten ez utóbbira érdemes fokozottan felhívni a figyelmet, hiszen az egy főre jutó GDP konvergenciája egyben a fajlagos jövedelmek, azaz a bérek és/vagy a profit konvergenciáját is maga után vonja.

Tegyük fel, hogy egy fejlődő gazdaságban az életszínvonal nő, így felzárkózásra kerül sor, amit a GDP növekedés relatív gyorsulása tükröz. Ennek egyik kedvező forgatókönyve, hogy ha ez azzal párosul, hogy a termelési oldalon a magasabb hozzáadott értékű, és/vagy versenyképesebb termékek és szolgáltatások volumene megnő, amit felhasználási oldalon a belső/külső kereslet élénkülése egyaránt táplálhat. A növekvő kereslet következtében a profitkilátások is javulnak, ami arra ösztönözheti a vállalatokat, hogy a termelési kapacitásaikat (munkaerő- és tőkeállományt) tovább bővítsék. Ezzel párhuzamosan, a jövedelmek növekedése arra ösztönzi a háztartásokat, hogy a jövőbeli fogyasztási kiadásait is tovább növeljék.

Következésképp, a növekedés gyorsulása, a konvergencia erősödése nem csak a halmozódásmentes bruttó kibocsátás növekedését jelenti, hanem javuló jövedelmezőséget, növekvő foglalkoztatást és az egyensúlyi mutatók kedvezőbb alakulását is eredményezheti. Ez utóbbi háttérében több tényező is áll: a nettó export és a hazai profitabilitás növekedése következtében a folyó fizetési mérleg egyenlege javulhat, míg a növekvő belső kereslet az államháztartás bevételi oldalának kedvezhet.

Vagyis ebben a példában a konvergencia fenntartható, mivel kiegyensúlyozott volt a növekedés szerkezete. Elképzelhető azonban nem fenntartható növekedés is, ami csak átmenetileg kedvez a konvergenciafolyamatoknak: a gazdaság gyorsulását táplálhatja az egyensúlyi mutatók megbomlása (például hitelfelvétel, eladósodás) is, ami középtávon a kereslet zsugorodásához és a munkanélküliség növekedéséhez is vezethet.

Reálkonvergencia a GDP-n túl

Felmerülhet bennünk, hogy egyáltalán mennyire közelíti jól a GDP az életszínvonalat. Ugyan a *bruttó hazai össztermék elsősorban a klasszikus piaci folyamatokat ragadja meg, tartalmaz számos, nem kifejezetten piaci tevékenységet* is (például közigazgatás, oktatás és egészségügyi szolgáltatások a termelési oldalon, illetve becslés a feketegazdaságra, illegális tevékenységekre a felhasználási oldalon). Számos olyan tényezőt (például oktatás színvonala, iskolázottság mértéke, környezet állapota) azonban nem tartalmaz a GDP, ami a gazdasági szereplők életszínvonalát növelheti. Ennek az az oka, hogy ezek a kihagyott változók nehezen kvantifikálhatóak, illetve nehezen súlyozhatók össze a többi tétellel együtt. Emiatt a gyakorlatban az életszínvonal változását a GDP alakulásával, pontosabban a méretkülönbségek kiszűrése miatt az egy főre jutó GDP változásával mérik. Átfogó, vagy egyes részterületeket megragadó alternatív, életszínvonalat mérő mutatók (például GPI, NEW, HDI) ennek ellenére léteznek, amik segíthetnek árnyalni a klasszikus GDP-adatokból nyert információkat.

Alternatívaként más nemzeti számlákon alapuló indikátorok is a vizsgálat tárgyát képezhetik, amelyeket a GDP-ből származtathatunk. Például a nettó hazai összterméket (NDP), amit az amortizációs tételek levonásával, és a bruttó nemzeti összterméket és jövedelmet (GNI), amit a külföldi jövedelemáramlásokkal történő korrekcióval képzünk. Részben gazdaságpolitikai szempontok, részben mérési nehézségek állhatnak annak háttérében, hogy jellemzően nem ezeket tekintjük irányadónak.

Meg kell továbbá jegyeznünk, hogy az egy főre jutó GDP nem tekinthető kifejezetten termelékenységi indikátornak, mivel az intenzitási viszonyszám nevezőjében a teljes lakosság szerepel. Következésképp, például az inaktívak számának csökkenése növelné a GDP/fő volument, viszont ezt a jelenséget nem értelmezhetjük a termelékenység javulásaként. Ezért a gyakorlatban *sokszor nem a teljes népességet, hanem a munkaerőállományt veszik alapul*.

Végezetül azt is érdemes szem előtt tartanunk, hogy a GDP, illetve egy főre jutó GDP alakulását vizsgálhatjuk szintben, valamint növekedési ütemben is (Lucas, 1988). Bár a növekedési ráták tekintetében gyakran kimutatható konvergencia, a szintekre vonatkozóan már sokkal inkább divergencia jellemző (Kim-Heshmati, 2014). Ennek hátterében feltehetően több tényező is állhat. Egyrészt tipikusan nehéz lehet egy gazdaságnak tartósan a többiekénél jobban/rosszabbul teljesíteni (részben a bázishatás miatt), ezért szükségszerűen kisebb kell, hogy legyen a varianciája a növekedési ütemeknek, mint a szinteknek. Másrészt a szintekben a korábban felhalmozott folyamatok is lecsapódnak, míg a növekedési ütemekben nincsen ilyen értelemben „hosszú távú memória”, tipikusan a közelmúltbeli események függvényei.

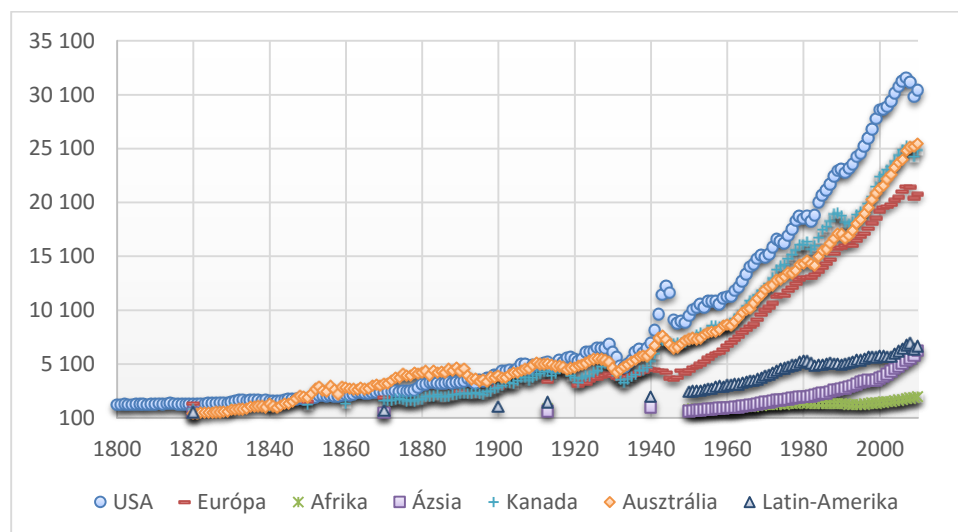
2.1.3 Stilizált tények és empirikus tapasztalatok

A gazdasági növekedés historikus alakulása

Stilizált ténynek tekinthető, hogy a világ országainak gazdasági teljesítménye a 18. és a 19. századig nem mutatott – a mai mércével nézve – kiugróan jelentős heterogenitást; azt megelőzően a legtöbb gazdaságban létminimum-közi életszínvonal és mérsékelt gazdasági növekedés lehetett meghatározó (lásd például: Bárány, 2014). Az *ipari forradalom eredményeként² azonban a technológiai vívmányok elősegítették – elsősorban – Nyugat-Európában, Észak-Amerikában és Ausztráliában a fenntartható növekedési dinamika, és azon keresztül az életszínvonal erősödését*. Eközben több országban és régióban (elsősorban Afrikában) – amelyek nem, vagy kevésbé részesültek az innovációból – jelentős leszakadás vette kezdetét. Az eltérő növekedési trendek

² Több ország esetében azonban elmondhatjuk, hogy a felzárkózás újkeletű, azaz nem az ipari forradalom óta növekszik az adott gazdaság dinamikus ütemben. Ebbe a csoportba tartozik például Japán, ahol a második világháború után indult el az erőteljes növekedési trend.

pedig az idő előrehaladtával számottevő egyenlőtlenségekhez vezettek. E tendenciákat a Maddison adatbázis³ adatai is alátámasztják:



1. ábra: Egy főre jutó GDP alakulása (1990 International, Geary–Khamis dollar)

Forrás: Maddison adatbázis alapján (2014)

Az adatbázisból nyert adatok alapján az 1800-as években a világ régiói még hasonló növekedési dinamikákat és szinteket mutattak, következésképp az egyenlőtlenség mértéke is valóban relatív alacsony volt a világ országai között. Az ipari forradalommal kezdődő divergenciafolyamatok különösen az elmúlt évtizedekben, az információs forradalom következtében eszkalálódtak.

Egyszerre több tényező is állhat annak háttérében, hogy mért pont az 1800-as évektől figyelhetőek meg jelentős mértékű növekedési ütemek és ezzel párhuzamosan növekvő különbségek. Az alábbi magyarázatokat adhatjuk a mai terminológia alapján fejlettnak számító gazdaságok fenntartható növekedési pályájára:

- Az ipari forradalom vívmányai, a *technológiai haladás* megalapozta a tartósan magas növekedési trendet.
- Szerepet játszott egyfajta *skálahatás*: a technológiának, a népességnek, az agráriumnak egy adott szintje a kiinduló feltétele lehetett a növekedés gyorsulásának. (Acemoglu, 2008)

³ Módszertanilag számos kérdés felvetődhet a történelmi idősorokkal kapcsolatban, hiszen a nemzeti számlák, és ezzel összefüggésben a bruttó hazai össztermék koncepciója és módszertana az 1800-as években még nem létezett. Ugyanakkor a GDP egyes összetevőiről (például mezőgazdasági termelésről) természetesen rendelkezésre álltak korábbi historikus adatok, amik egyfajta proxy-jai lehettek az aggregált termelés becslésének.

- A mezőgazdaságon alapuló társadalmak az ipari forradalmat megelőzően lassulást mutattak és a gazdaságok elérhették a maximális szintjüket (Kim-Heshmati, 2014). A mezőgazdaság volatilis teljesítménye – összhangban az időjárási viszonyok hektikusságával – is gátolhatta az agrárium növekedési szerepét, és ezzel összefüggésben egyes gazdaságok nem feltétlenül tudtak megfelelő mennyiségű munkaerőt felvenni a csúcsszezonban (Costa-Lamoreaux, 2008). Vagyis az *agrárszektor fejlettségi szintje és a földrajzi adottságok* is meghatározóak lehettek.
- Azok az országok, amelyek *természeti erőforrásokban* szegényebbek voltak, a mezőgazdaság helyett kénytelenek voltak az ipart fejleszteni (Acemoglu, 2008). Ezzel párhuzamosan, az *intézmények* szerepe is meghatározó lehetett. Ezt az empirikus tapasztalatok is alátámasztották: azok az országok voltak relatív sikeresebbek a 19. és a 20. században, amelyek természeti erőforrásokban szegényebbek voltak, és emellett a jövedelmi egyenlőtlenség is alacsonyabb volt esetükben, illetve a gazdaságok berendezkedése is demokratikusabb volt. (Costa-Lamoreaux, 2008)
- Még jóval a forradalmat megelőző *gondolkodásmód, felhalmozott tudásbázis* is jelentős szerepet játszhatott a technológiai fejlődésben, illetve abban, hogy mért éppen a nyugat-európai gazdaságokban vette kezdetét a növekedési fordulat. Ezek közül a Newtoni gondolkodásmód elterjedését említhetjük egyik fő tényezőként Nagy-Britannia esetében (Lipsey-Carlaw-Bekar, 2006).
- Sabillon (2008) a feldolgozóipar szerepével, az ágazat és a technológia közötti kapcsolattal, illetve a szektor beruházásösztönző szerepével magyarázza a növekedési hullámot: lényegében a feldolgozóipar képes csak technológiát létrehozni. Ehhez pedig jellemzően a *kormányzati szektor* (direkt és indirekt módon) is hozzájárult. A szerző kiemeli ugyanakkor az állami szerepvállalás kapcsán, hogy az állami vállalatok kisebb hatékonysággal működhetnek, és a kormányzati transzferek versenyképtelenné tehetik a cégeket.
- Sabillon (2008) kiemeli a találmányok létrehozásakor a *kísérletezés* jelentős szerepét. Ezt tulajdonképpen úgyis felfoghatjuk, hogy a szerencse, a véletlen szerepe is meghatározó lehetett.
- Weber (1930) elképzelése alapján az ipari forradalmat az is elősegíthette, hogy az érintett társadalmakban a *protestantizmus* a kapitalizmus meghatározó eleme volt.

- Az ipari forradalmat követő növekedési trend állandósulását támogatta a *haladóság csökkenése* és a *termékenység változása* is (Lipsey-Carlaw-Bekar, 2006).

Levonhatjuk tehát a következtetést, hogy – a jelenlegi mércével nézve – a *legkevésbé fejlett gazdaságok lemaradását részben ezen felsorolt tényezők hiánya magyarázhatta*. Afrika esetében kiemelhetünk több, a növekedést jelentősen gátló tényezőt, úgymint az erőforrások visszafogott akkumulációját, a skálahatás hiányát, a technológia alacsony szintjét, a termelékenység mérséklődését, a gazdaságok sérülékenységét és földrajzi elhelyezkedését. Ezen túlmenően, számos faktor a megtakarítási és beruházási döntések, így a növekedés ellen hat. Ezek közé tartoznak az alábbiak: a gyenge intézményi, makrogazdasági és politikai környezet, kevésbé fejlett infrastruktúra, a humán tőke relatív alacsonyabb szintje (Lundahl-Ndulu, 1996). Meg kell ugyanakkor jegyeznünk, hogy a divergencia gyökerei – aminek elméleti feltérképezésével a 3. fejezet foglalkozik – nagyon sokrétűek.

A gazdasági növekedés közelmúltbeli alakulása

A fejlett országokban tapasztalt múltbeli növekedési ráták bár nem voltak kiugróan magasak mai mércével nézve, stabilak voltak, így *az egyes országok között megfigyelhető kisebb differenciák is jelentős különbségekhez vezettek hosszú távon* (Pritchett, 1997). Így ezek a különbségek megalapozták a divergenciafolyamatok eszkalálódását.

A hosszú távú növekedési trendeket mindazonáltal különböző szakaszokra bonthatjuk, azaz a *gazdaságok fejlődése nem tekinthető egyenletesnek*: hosszabb- és rövidebb ciklusok kísérik a növekedési pályákat. Az 1960-as években jelentős növekedési hullám indult el, a '80-as évektől viszont már lényegesen alacsonyabb növekedési ráták figyelhetők meg a világgazdaságban, ami elsősorban a termelékenység hanyatlásával, másodsorban egyes, korábban gyors növekedést mutató gazdaságok felzárkózási potenciáljának mérséklődésével (Durlauf et. al., 2004:24) áll összefüggésben.

Ennek ellenére viszont a *divergenciafolyamatok tovább erősödtek a közelmúltban*. Míg a fejlett országok gazdasági teljesítménye további érdemi bővülést mutat, a fejlődő régiók egy csoportjának növekedése (különösen Afrika esetében) nem tekinthető lényegesen gyorsabbnak, mint amit az 1800-as években láthattunk. Ázsiában ugyan

dinamikus növekedés vette kezdetét az elmúlt évtizedekben – nagyrészt a Kis-Tigrisek és Kína kiugró teljesítményének köszönhetően –, a régió fejlettsége összességében még mindig távol van a fejlett országok csoportjától. Következésképp, a fejlődő országokban az alacsony bázisidőszaki jövedelem gyakran alacsony növekedési rátával párosult a közelmúltban is. Fontos ugyanakkor megjegyeznünk, hogy a csoportátlagok alapján óvatosan vonhatunk csak le következtetéseket, mivel egy-egy ország jelentős súlya miatt az átlagot számottevően befolyásolhatja.

Ugyan a növekedés üteme az egyes országcsoportokon belül nem egyenletes, a *fejlettebb országok növekedésének mintázata jellemzően homogénebb*, kevésbé volatilis, mint a fejlődő gazdaságoké (Pritchett, 2000). A kiszámíthatóbb, stabilabb növekedési környezet ugyanis kedvezhet a gazdasági szereplőknek, ami tovább erősíti a gazdaságok bővülését. Hiszen amikor egy vállalat vagy háztartás beruházási döntést hoz, akkor tipikusan egy hosszabb időhorizontot mérlegel, vagyis az instabil környezet gátolja a növekedést és erősíti az óvatossági motívumokat. A növekedés közelmúltbeli volatilitása árnyaltabb mintázatot mutat: a globalizációs folyamatok erősödésével a fellendülés/recesszió a fejlettebb, nyitott régiókat gyakran erősebben érinti, mint a kevésbé fejlett és izolált gazdaságokat.

Az utóbbi évtizedekben megfigyelhető növekvő különbség a fejlett és a fejlődő országok között a jövedelmek eloszlását is befolyásolta. Kimutatható ugyanis, hogy *csökkent a közepes jövedelmű országok száma*, vagyis a közepes jövedelmű országok vagy felzárkóztak, vagy leszakadtak. Következésképp, bimodális eloszlás irányába történő polarizáció, úgynevezett „twin peaks” figyelhető meg a világgazdaságban (Quah, 1996a).

Az egyenlőtlenségek közelmúltbeli növekedése nem csak országok között mutatható ki, hanem országokon belül is. Weil (2012:398-400) ezt három tényezővel magyarázza: a technológia haladással, a nemzetek közötti kereskedelem erősödésével és a „szupersztár dinamikával”. Ez utóbbi arra a rétegre vonatkozik, amely ugyan kismértékben, mégis hatékonyabb a többi rétegnél, a jövedelme azonban lényegesen magasabb a közvetlenül „alatta levőknél”. Mindhárom jelenség elsősorban az egyébként is fejlettebb gazdaságoknak „kedvezhet”.

Káldor-tények

Káldor (1963) az alábbi stilizált tényeket sorolja fel a gazdasági növekedésről:

1. Az egy főre jutó kibocsátás növekszik az időben, de a növekedés üteme nem csökken.
2. Az egy foglalkoztatottra jutó fizikai tőke növekszik az időben.
3. A fizikai tőke hozadéka megközelítőleg konstans.
4. A fizikai tőke/kibocsátás arány megközelítőleg konstans.
5. A munkaerő és a fizikai tőke részesedése a nemzeti jövedelemben megközelítőleg konstans.
6. Az egy foglalkoztatottra jutó kibocsátás növekedési üteme jelentősen eltér országok között.

A stilizált tények mind a növekedésméleti, mind a növekedésökonometriai kutatások alapjául szolgálnak, hiszen a neoklasszikus alapmodellek számára elvárás (volt) a stilizált tényeknek való megfelelés. E faktorok hosszú távon, elsősorban fejlett országokban figyelhetőek meg.

A közelmúltbeli statisztikai adatok is alátámasztják, hogy a növekedés sebessége jelentősen eltérő az egyes gazdaságok között, illetve annak mértéke tipikusan nem zérus. A gyakorlatban azonban a fizikai tőke hozadéka gyakran nem konstans, azt számos tényező (például inflációs várakozások, kockázati prémium, árfolyam alakulása) is befolyásolja.

A munkaerő és a fizikai tőke viszonylag stabil részarányának egyik magyarázata az lehet, hogy a növekedési kilátások javulásakor a vállalati szféra profitabilitása is kedvezőbb lesz, így több termelési tényezőt fog alkalmazni. Az újonnan felvett foglalkoztatottakat pedig több tőkével kell ellátni; a tőke és a munka helyettesíthetősége pedig a gyakorlatban viszonylag korlátozott lehet. Amennyiben a kilátások romlanak, akkor ennek az alkalmazkodásnak a fordítottjára kerülhet sor.

Az elmúlt évtizedek új irányzatait is figyelembe véve Romer és Jones (2010) a Káldor-tényeket az alábbi stilizált jellemzőkkel egészítette ki, amelyeket *új Káldor-tényeknek* is neveznek:

- 1) *Növekvő piacok*: a piacok mérete nőtt többféle értelmezésben is – termékek, ötletek, pénzügy, népességszám –, ami a globalizáció és az urbanizáció eredménye.
- 2) *Gyorsuló növekedés*: jelentősen gyorsult, főleg az elmúlt évszázadban az egy főre jutó GDP és a népesség növekedésének üteme.

- 3) *Változékony modern kori növekedés*: az egy főre jutó GDP növekedése volatilisabb, ha távolabb van az adott gazdaság a technológia határától.
- 4) *Magas különbségek a jövedelmek alakulásában és a technológiai haladásban*: az inputtényezőkben megfigyelhető eltérések az egy főre jutó GDP-beli különbségeknek közel felét teszik ki.
- 5) *Növekvő egy főre jutó humán tőke*: az egy főre jutó humán tőke jelentős mértékben növekszik a világban.
- 6) *A reálbérek hosszú távú stabilitása*: a humán tőke mennyiségének növekedése nem vezetett annak relatív árának (a reálbér) csökkenéséhez.

A neoklasszikus alapmodellek képesek voltak megfelelni az eredeti Káldor-tényeknek (legalábbis azok közül ötnek) egy egységes keretrendszerben. A kiterjesztett tényekre azonban már alapvetően nem írható fel egy egységes és jól viselkedő modell; az egyes „axiómák” ugyanakkor külön-külön modellezhetők. A modellezési nehézség hátterében többek között az áll, hogy nem-versenyzői piaci magatartást, illetve intézmények viselkedését kell leírni, amelyek pontos evolúcióját még nem ismerjük (Jones-Romer, 2010).

A Káldor-tények bővíthetők további empirikus tapasztalatokkal is, elsősorban a *konvergencia feltételes* (lásd: 2.2.3-as alfejezet), tartós ütemével (Barro-Sala-i-Martin, 2004). Egyik oldalról elmondhatjuk, hogy világviszonylatban, illetve tetszőleges gazdaságok között vizsgálva a növekedési ütemeket, egyértelműen divergáló mintázatot láthattunk (lásd: 1. ábra). A divergenciafolyamatok erősödését hangsúlyozza többek között Plosser (1992), Amable (1993), Quah (1993) és Pritchett (1996) is. Különösen kedvezőtlen fejleménynek tekinthető, hogy az afrikai gazdaságok (SADC-k) esetében sem figyelhető meg konvergencia (Kumo, 2011).

A másik oldalról viszont viszonylag *homogén országcsoportokban már gyakran konvergenciát számszerűsítettek* kutatók. Csak néhány példát említve, az alábbi gazdaságok és régiók között figyelhető meg felzárkózás:

- Egyesült Államok régiói (Barro-Sala-i-Martin, 1991, 1992)
- Olaszország régiói (Bianchi-Menegatti, 2005)
- OECD tagországok (Sala-i-Martin, 1996b)
- Mexikó régiói (Diaz-Bautista, 2000)
- néhány dél-amerikai gazdaság (Barrientos, 2007)
- iszlám (OIC) gazdaságok (SESRIC, 2013)

- Európai Unió régiói (Dall'erba, 2003; Martin, 1998)
- Közép-Kelet-Európa (Dedák és Dombi, 2009).

A kutatómunkák során *gyakran 2-3% körüli felzárkózási ütem körvonalazódott a mintákban, amit sokszor egy általános/természetes ütemként interpretáltak a szakértők annak ellenére, hogy világviszonylatban nem mutató ki konvergencia. Elmondhatjuk tehát, hogy bizonyos értelemben konvergenciáról, bizonyos értelemben divergenciáról beszélhetünk. Ugyanis egyrészt egyes országok fejlettsége közeledett egymáshoz, másrészt viszont figyelembe kell venni, hogy az érintett és felsorolt gazdaságok zömmel az egyébként is fejlettebb országok közé tartoznak. Azaz ebből a koncepcióból nem következik az, hogy az egyenlőtlenségek ismét az ipari forralom előtt megfigyelhető szintre zsugorodnának, hanem csupán az, hogy a fejlettebb régiók egymáshoz konvergálnak.*

Figyelembe kell azt is venni, hogy a *2% körüli ütemet az is magyarázhatja, hogy a vizsgált országok közötti heterogenitás nem szűrhető ki teljes mértékben.* Emiatt a konvergenciasebesség fakadhat abból, hogy a konvergencián túl bizonyos – például technológiával összefüggő – faktorok hasonló mértékben növekednek (Quah, 1996b). A 2%-os ütemet a vizsgált változó differenciastacionárius jellege is magyarázhatja. Quah (1993) arra is rámutat, hogy akkor is ki lehet mutatni felzárkózást a keresztmetszeti regressziók keretében, amikor az országok közötti szóródás nem csökken, ami szintén ellentmondásosnak tekinthető.

Quah érvelése kapcsán ugyanakkor Sala-i-Martin (1996a) kifejti, hogy ha az idősorokat egymástól független véletlen bolyongás generálta volna, akkor egyben a keresztmetszeti szóródásnak is növekednie kellene. Ezt azonban az adatok – a szerző eredményei alapján – nem igazolják.

De Groot és Florax (2005) számításai is ugyanakkor ellentmondanak a 2%-os, „misztikus” ütemnek: a kutatók is a technológia szintjét, a nem megfigyelt heterogenitás egyik elemét emelték ki. Viszont miután kísérletet tettek a becslés torzításának kezelésére, magasabb konvergenciaütemet kaptak.

Azt is érdemes kiemelni, hogy a konvergenciát/divergenciát alátámasztó tanulmányokat, empirikus vizsgálatokat nem lehet gyakran összehasonlítani, mert a becslést több tényező (például a vizsgált adatok mérési hibája, kihagyott változó) is torzíthatja. Ennél azonban még nagyobb problémát okoz, hogy a konvergencia tesztelése, a modell identifikálása is sokszor kérdéses (Durlauf et. al., 2004).

Szintén ellentmondhat a konvergenciahipotézisnek, hogy az nagyban függ a mintaválasztástól. Baumol (1986) munkássága megelőzte Barro és Sala-i-Martin kutatásait; a szerző 16 ipari ország 1870 és 1979-ben mért adatai között szignifikáns felzárkózást mutatott ki. De Long (1987) szerint azonban az empirikus vizsgálat eredményei torzítottak részben a mérési hiba, részben a mintaválasztás szelektív jellege miatt.

A mintaszelekciós torzítás többféle formában is előfordulhat. Például ha OECD országok között pozitív eredményeket kapunk, akkor nem vesszük explicite figyelembe, hogy a tagoknak már eleve alapvetően viszonylag hasonló fejlődést kellett mutatniuk, illetve relatív hasonló fejlettségi szinten kellett, hogy legyenek (Ligeti, 2002:68). Vagyis a konvergenciatulajdonság egyfajta mintabeli adottságként is értelmezhető. Következésképp, bizonyos csoporttagság helyett sokkal inkább más ismérv, például a kiinduló jövedelemszintek függvényében indokolt mintát választani véleményem szerint. Az értekezésben a mintaszelekciós torzítás mérséklése érdekében viszonylag sok országot (valamennyi nemzetgazdaságot, amelyekről rendelkezésre állt adat) bevontam az empirikus vizsgálatokba.

Összességében elmondhatjuk tehát, hogy az ipari forradalom óta jelentősen megnövekedtek a különbségek az egyes gazdaságok fejlettségi szintje között. A közelmúltbeli tapasztalatok alapján ugyan megfigyelhetünk egyfajta konvergenciatrendeket, ezek alapvetően homogén és viszonylag fejlettebb országcsoportokban mutathatók ki. Azaz nem következik a 2-3%-os konvergenciaütemből, hogy a világgazdaságban megfigyelhető egyenlőtlenségek az ipari forradalom előtti szintre állnának vissza a jövőben. Ugyan a jövőbeli konvergenciafolyamatokat számos fundamentális tényező alakítja, a kilátásokat övező kockázatok sem utalnak összességében a felzárkózás rövidtávú erősödésére (lásd: függelék 9.2-es alfejezet).

2.2 A konvergencia definiálása a közgazdaságtudományban

Ha bármilyen gazdasági vagy társadalmi jelenség leírására törekszünk, először definiálnunk kell a felhasznált módszertant. A továbbiakban a konvergencia fogalmát próbálom meg a korábbiakban kifejtettnél pontosabban meghatározni: többféle megközelítést ismertetek, mivel több tudományterülethez is köthető a koncepció, illetve a közgazdaságtudományon belül is többféleképpen értelmezhető.

A konvergencia jelentheti az egyenlőtlenségek általános csökkenését, felzárkózást egy adott referenciaértékhez, de vonatkozhat bizonyos országok, vagy régiók egymáshoz történő felzárkózására is. Bizonyos országsoportok polarizációja szintén konvergenciaként azonosítható. Az Európai Unióban az egyes országok és régiók felzárkózását segítő kohéziós és strukturális politika, valamint az euró bevezetése és a maastrichti kritériumok is mind a konvergencia fogalmához kötődnek.

Akárhogy is értelmezzük adott esetben a konvergenciát, divergencia alatt alapvetően annak ellentettjét értjük. A következő három alfejezetben a konvergencia általános és közgazdaságtudományi értelmezési lehetőségeit ismertetem.

2.2.1 A konvergencia általános interpretálási lehetőségei

A konvergencia, mint empirikus jelenség – „csoda”

Quah (1996:1353) a következőképpen ír a konvergencia fogalmáról:

“convergence is simply a basic empirical issue”.

A konvergencia tehát egyfajta empirikus jelenséggént aposztrofálható. Konvergenciának tekinthetjük például Japán és Németország második világháborút követő, tartósan magas és stabil gazdasági növekedését. Így nem véletlen, hogy az országok bővülését egyfajta „csodának” is nevezzük.

Szubjektív azonban, hogy milyen időhorizontban gondolkodunk, mennyire tekintjük stabilnak ezt a folyamatot, és hogy mit is értünk magas növekedés alatt. Például Japán közelmúltbeli visszafogott növekedési potenciálja jelentheti azt, hogy valójában – ha akár részlegesen is – de a gazdaság kimagasló növekedése a háborút követő „természetes” helyreállásnak tekinthető?

Kijelenthetjük, hogy rövidtávon, azaz egy-egy év között lényegében nem indokolt konvergenciát vizsgálni. Rövidtávon ugyanis a különböző sokkhatások, mint például a monetáris és fiskális ösztönzők, kínálati sokkok befolyásolják a makrogazdasági folyamatokat. Emiatt több éves átlagokat célszerű képezni. Ennek háttérében azonban közgazdasági, és nem módszertani megfontolások húzódnak meg. Ez egyben azt is jelenti, hogy nem tudunk egy univerzális megoldást arra vonatkozóan, hogy hány éves átlagokból érdemes kiindulni, illetve egyáltalán milyen sokkokat célszerű kiszűrni. Indokolt például az uniós transzferek ciklikusságát kiszűrni? Nem járhatunk el

mechanikusan ebben a kérdésben, hiszen az uniós transferek célja pont az, hogy elősegítsék felzárkózást.

Vagyis ezen érvelések megerősítik, hogy a konvergencia egyfajta empirikus jelenséggé értelmezhető, és nem létezik egységes közgazdasági konvergenciafogalom. Érdekes tehát már a dolgozat ezen pontján leszögezni, hogy bár kísérletet teszek a konvergencia főbb általános és elméleti koncepcióinak felvázolására és bemutatására, a jelenség empirikus voltát azonban mindig szem előtt kell tartanunk. A különbségek, úgymint a kiinduló feltételeink és az, hogy hogyan is értelmezzük a konvergenciát, a vizsgált adatok és módszerek, és kiváltképp az időhorizont más-más eredményekhez vezethetnek. Azaz a konvergenciavizsgálatok során gyakran nem univerzális eredményeket kapunk a konvergencia különböző elméleti és módszertani megközelítései miatt. A konvergencia definiálását nehezíti továbbá, hogy amikor konvergenciáról beszélünk, egyes konvergenciamérőszámokra is esetenként úgy hivatkozunk, mint egyfajta konvergenciafogalmakra.

A konvergencia, mint hasonló jövedelemszintek elérése

Legelőször Tinbergen⁴ (1961) fogalmazta meg a konvergenciahipotézis közgazdasági interpretációját, ami alatt egy olyan folyamatot értett, amelynek során *adott gazdaságok hasonló jövedelmi szintet érnek el*. Ez a tendencia pedig az egyes országok azonos preferenciarendszeréből, technológiai szintjéből és megtakarítási rátaijából adódik. (Kim-Heshmati, 2014)

A szerző tanulmánya számunkra elsősorban azért érdekes, mert igazolja, hogy a konvergenciahipotézis kialakulása empirikus indíttatású, illetve felhívja a figyelmet arra, hogy a konvergencia mozgatórugóit a szakértőknek fel kell térképezni.

A konvergencia, mint felzárkózás

Konvergencia alatt a leggyakrabban a felzárkózást értik a közgazdaságtudományban, illetve a gazdaságpolitikában. Vagyis azt a folyamatot, miszerint egy adott időszak alatt a kevésbé fejlett (vagyis alacsonyabb egy főre jutó GDP-vel rendelkező) országok gyorsabban növekednek, mint a fejlettek.

⁴ Tinbergen tanulmányában a szocialista és a kapitalista rendszer között egyfajta konvergenciával foglalkozott. A szerző a két rendszer közeledésére hivatkozott konvergenciaként, amit álláspontja szerint két tényező támasztott alá. Egyrészt mindkét irányzat próbált tanulni a saját hibáiból, másrészt pedig egyre nagyobb mértékben hatottak egymásra.

Következésképp ceteris paribus vagy már utolérték, vagy utol fogják érni azokat. A közelmúltban több, sikeres felzárkózást mutató gazdaságot láthattunk: az 50'-es és 60'-as években az NSZK és Japán, illetve a 60'-as és 70'-es években a Kis-Tigrisek.

A konvergenciának ez a fajta értelmezése bár közérthető, elméleti szempontból több kérdést is felvet. Egyrészt egyáltalán nem mindegy, hogy milyen volt az egy főre jutó GDP kiinduló szintje. Azokban az országokban, amelyekben korábban háború dúlt, az egy főre jutó GDP-nek kiugró növekedése a gazdaságnak egyfajta természetes helyreállítását is jelentheti. Másrészt azt is mérlegelnünk kell, hogy milyen időintervallum a vizsgálat tárgya, vagyis mennyire tartós a konvergencia. Ha a felzárkózás a természetes helyreállítás része, akkor a konvergencia csak rövidtávú. Harmadrészt azt sem szabad figyelmen kívül hagyni, hogy milyen változók, faktorok vezettek a felzárkózáshoz – vagyis ezek nélkül bekövetkezett volna-e konvergencia. Például nemzetközi segélyek, importkorlátozás, árfolyam-leértékelődés, strukturális reformok tipikusan felzárkózást előidéző faktorok lehetnek.

A konvergencia, mint jövedelemegyenlőtlenségek csökkenése

A konvergenciának egy másik gyakori jelentése az egyenlőtlenségek csökkenése egyes országok, vagy régiók között, egy adott időintervallumban. Maga az egyenlőtlenség fogalma szintén felvet további kérdéseket: jelenthet például átlagtól való átlagos abszolút vagy négyzetes eltérést, egyes értékek egymástól való eltérését, stb. Tehát ha bizonyos országok vagy régiók között *kisebb lesz a szóródás, akkor ezen értelmezés alapján konvergenciáról beszélhetünk.*

Intuitíve azt gondolhatnánk, hogy a kétfajta konvergencia koncepció (azaz az egyenlőtlenségek csökkenése és a felzárkózás) azonos, és felesleges a szétválasztás. Bár a gyakorlatban valóban sokszor egy irányba mutatnak, nem feltétlenül írják le azonos módon az adott folyamatokat. Tegyük fel, hogy az egyik országban olyan dinamikus növekedés veszi kezdetét, hogy a kevésbé fejlett ország utoléri egy fejlettet. Elképzelhető az is, hogy olyan jelentős a gazdasági növekedés a feltörekvő gazdaságban, hogy a két ország közötti jövedelemkülönbség ugyanakkora marad a tárgyidőszakban, mint a bázisidőszakban. Vagyis a fejlett és kevésbé fejlett országok „cserélődtek fel”. Ekkor tehát felzárkózás következett be, miközben az egyenlőtlenségek nem változtak (Sala-i-Martin, 1996b).

Megelőlegezve a 7. fejezet egyik következtetését azt is mondhatjuk, hogy az *egyenlőtlenséget mérő megközelítés (lásd: szigma-konvergencia) tágabb, mint a*

felzárkózás koncepciója (lásd: béta-konvergencia). Felzárkózásról ugyanis – elméletileg – jellemzően akkor beszélünk, hogy ha az egyes országok az egyensúlyi trendjükhöz, állapotukhoz tartanak (lásd: 2.2.3-as és 3.1.1-es alfejezetek). Vagyis ha például valamilyen sokkhatás következtében csökken a tőkefelhalmozás, akkor rövidtávon lassabb növekedési rátára számíthatunk, de az adott gazdaság fokozatosan konvergálni fog az (eredeti) egyensúlyi szintjére.

Egyáltalán nem biztos azonban, sőt, nem reális azt feltételezni, hogy az egyes országok egyensúlyi szintjei azonosak. Ezt a különbséget az egyenlőtlenségen alapuló mutatók már megragadják. Tehát a felzárkózás nem mond semmit arról, hogy ezek a trendek/hosszú távú egyensúlyok közeledtek-e egymáshoz, vagyis hogy csökkent-e az egyenlőtlenség (Ligeti, 2002).

Szintén megjegyzendő az egyenlőtlenségek esetében is, hogy mint ahogy az előző alfejezetben is utaltam rá, célszerű lehet azt az esetet külön kezelni, amikor egy ország természetes helyreállás következtében konvergál az egyensúlyi szintjéhez.

A konvergencia, mint „átlagos közeledés”

A konvergencia eddig vázolt koncepciói többnyire egyfajta átlagos tendenciákat ragadtak meg. A felzárkózás során például gyakran arra keressük a választ, hogy átlagosan milyen felzárkózási ütemre kerülhetett sor egy adott időintervallumban a vizsgált országok, vagy régiók körében. De *kérdéses, hogy vajon az átlag mennyire ad jó magyarázatot arra, hogy konvergenciára került sor, vagy sem.*

Az „átlagos közeledés” természetesen módszertani, kiváltképp ökonometriai szempontból nagy jelentőséggel bír. De nem feltétlenül van gyakorlati létjogosultsága ennek a koncepciónak, hiszen egy viszonylag heterogén sokaság esetén az egyes megfigyelések értékei jelentősen szóródhatnak, és nem feltétlenül reprezentatív az átlagos teljesítmény értelmezése. Ezen túlmenően, számos közgazdasági szempontból releváns változást nem feltétlenül ragad meg az átlag, szemben például a jövedelemeloszlás komplex feltérképezésével.

A konvergencia, mint egyensúlyi szintek és fundamentumok közeledése

A 3. fejezetben elsősorban a mainstream növekedésméletek alapján foglalom össze azt, hogy mi indukálhatja egy adott gazdaság konvergenciáját az egyensúlyi szintjéhez. A fejezetben bemutatott növekedési „csodák” eklatáns példái annak, hogy országok

hogyan konvergálhatnak sikeresen az egyensúlyi szintjükhez úgy, hogy tartósan produkálnak dinamikus növekedési ütemeket.

A közelmúltbeli általános tapasztalatok viszont nem igazolják vissza azt, hogy az említett, vagy más fejlett gazdaságokat (például az USA-t) a kevésbé fejlett országok utolérnék a nem túl távoli jövőben. Ez egyben azt is jelenti, hogy nem szabad egyfajta általános, statikus egyensúlyi szintben gondolkodnunk. A fejlett gazdaságok egyensúlyi állapotának (amely feltehetően egyedi) felfelé tolódása azt eredményezné, hogy nem törne meg érdemben a fejlett gazdaságok előnye. E szinteltolódást magyarázhatják például különböző rendszeres strukturális reformok, vagy a meglévő intézmények (lásd: 3.3-as alfejezet) átalakítása. Romer (2006:163-164) kifejti, hogy *az egyensúlyi szinteket meghatározó fundamentumok általános konvergenciája nem figyelhető meg*. Azaz a kevésbé fejlett gazdaságok nem „másolják” le jellemzően ezeket a fundamentumokat. Ez a jelenség egyben a divergenciafolyamatok további erősödésének irányába is hat.

Az „elméleti hiányosságok” mind arra utalnak, hogy közgazdaságtudományi szempontból is definiálni kell a konvergencia fogalmát, amit a 2.2.3-as alfejezetben ismertettek a standard szakirodalom alapján.

2.2.2 Matematikai és ökonometriai-statisztikai megközelítés

A konvergencia, mint sztochasztikus konvergencia

Az ökonometriában a konvergencia fogalma többféleképpen is definiálható⁵. Az alkalmazások során a leggyakrabban az alábbi összefüggéssel találkozhatunk (Greene, 2003:897):

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \Pr(|X_n - X| \geq \varepsilon) = 0, \text{ bármely } \varepsilon > 0 \text{ esetén} \quad (2.1)$$

Az X_n valószínűségi változók sorozata az X valószínűségi változóhoz tart, hogy ha az elemszám növelésével zérus annak a valószínűsége, hogy az abszolút értékben vett különbség nagyobb/egyenlő egy tetszőlegesen választott $\varepsilon > 0$ konstansnál.

A sztochasztikus konvergenciát a következőképpen szokás jelölni:

$$X_n \xrightarrow{p} X, \text{ vagy:}$$

⁵ Néhány további értelmezés például: négyzetes konvergencia, majdnem biztos konvergencia, eloszlásbeli konvergencia, momentumok konvergenciája, sztochasztikus trend hiánya.

$$p \lim_{n \rightarrow \infty} X_n = X \quad (2.2)$$

A sztochasztikus konvergencia szerepe akkor válik kiemelt jelentőségűvé, ha egy becslőfüggvényt konstruálunk. Ha a minta alapján a sokaságra szeretnénk következtetni és az aszimptotikus tulajdonságokat nem ismerjük, illetve feltételeket sem teszünk, akkor lényegében semmit sem tudhatunk a vizsgált, adatgeneráló folyamat lehetséges alakjáról. Emiatt az eredmények jelentősen változhatnak akkor, hogy ha újabb mintát veszünk.

2.2.3 Közgazdaságelméleti értelmezés

A 2.2.1-es alfejezetben láthattuk, hogy több kérdés is felmerülhet bennünk a konvergencia definiálásával kapcsolatban. Ezért ebben az alfejezetben kísérletet teszek a konvergencia pontosabb meghatározására közgazdaságelméleti aspektusból. Az előző alfejezethez hasonlóan ezúttal is formalizáltan vázolom fel a koncepciókat, de ezúttal empirikus indíttatásban, azaz konkrétan az egy főre jutó GDP-re, és nem egy általános valószínűségi változóra mutatom be az elméleteket. Érdekes azonban hangsúlyozni, hogy az egyes koncepciókat megragadó formulák nem univerzálisak, azaz másféle interpretációjuk is létezik, amellyel Durlauf és szerzőtársai (2004) részletesen foglalkoznak. Azaz ez a tény is visszaigazolja a konvergencia, mint jelenség empirikus indíttatását.

Abszolút konvergencia

Abszolút konvergenciáról akkor beszélhetünk, ha a *kevésbé fejlett országok vagy régiók a fejlettekhez tartanak egy adott időszak alatt minden egyéb tényezőtől függetlenül*, vagyis az egyes országok közötti egy főre jutó GDP-beli különbségek csak időszakosak. Tehát ez a koncepció gyakorlatilag a korábban ismertetett általános, természetes felzárkózáshoz köthető, azonban a jelentése árnyaltabb. További feltétele ugyanis az abszolút konvergenciának, hogy az egyes országok azonos egyensúlyi állapothoz tartanak. Az egyensúlyi állapot azt a makrogazdasági helyzetképet ragadja meg, amelyben a fő makrogazdasági változók növekedési üteme konstans, vagyis az adott gazdaság az egyensúlyban marad egészen addig, amíg valamilyen egyszeri vagy permanens sokkhatás el nem mozdítja onnan.

Tegyük fel, hogy egy adott gazdaság növekedése az alábbi összefüggéssel írható le: (Barro-Sala-i-Martin, 2004:50)

$$\log y_{i,t} = a + (1-b)\log y_{i,t-1} + u_{it}, \quad (2.3)$$

ahol: y az egy főre jutó GDP, i keresztmetszeti egység, t az időváltozó, a és b konstans, $0 < b < 1$, u fehér zaj folyamat.

A (2.3)-as összefüggés egy egyszerű AR(1) folyamatként is értelmezhető. Miután a késleltetett fajlagos jövedelem és a növekedés üteme fordított kapcsolatban áll egymással, konvergenciára fog sor kerülni (Barro-Sala-i-Martin, 2004:50). Azaz az adott gazdaság ceteris paribus az egyensúlyába fog tartani. Ha ez az egyensúly univerzális, azaz a j -edik országra is felírhatjuk a (2.3)-as formulát azonos feltételek és paraméterek mellett, akkor i és j gazdaság között abszolút konvergenciáról beszélhetünk.

Klubkonvergenca

Klubkonvergenca során az egyes országok vagy régiók csoportspecifikus egyensúlyi állapotukhoz tartanak, például az Európai Unió tagállamai az EU-átlaghoz konvergálnak. A klubkonvergenca feltétele, hogy az egyes országok csoportjára vonatkozó kezdeti feltételek határozzák meg a konvergenciafolyamatokat, vagyis azok az országok konvergálnak egymáshoz, amelyeknek azonosak a kiinduló feltételei (például tőkeállományuk azonos a bázisidőszakban). Ez gyakorlatilag azt jelenti, hogy a kiinduló feltételek befolyásolják a hosszú távú növekedést.

Galor (1996) vezette be a konvergenciaklubok fogalmát, ugyanis arra az eredményre jutott, hogy a kiinduló feltételek hatással vannak a hosszú távú fejlődésre. Bizonyos országok azonban hasonló kiinduló feltételekkel rendelkeznek, vagyis esetükben egyfajta konvergenca figyelhető meg.

Formalizáltan a klubkonvergenca hiánya például a következőképpen írható fel: (Durlauf et. al., 2004:38)

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \mu(\log y_{i,t} | \rho_{i,0}) \text{ nem függ } \rho_{i,0} \text{ - tól}$$

ahol: y az egy főre jutó GDP, i keresztmetszeti egység, ρ a kontrollváltozók csoportja, t az időváltozó, μ valószínűségi mérték.

Tehát a fajlagos jövedelem szintje (y) aszimptotikusan nem függ a kiinduló feltételektől (ρ), vagyis a GDP/fő alakulását hosszabb távon nem befolyásolják országok közötti kezdeti eltérések, azaz a heterogenitás különböző formái nem indukálnak divergenciát. Ez a megközelítés elméletileg hasznos számunkra, de alkalmazása a gyakorlatban nehézkes lehet⁶. A következőképpen definíciót is alkalmazhatjuk helyette (Durlauf et. al., 2004:39):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(\log y_{i,t} - \log y_{j,t} | \rho_{i,0}, \rho_{j,0}) = 0 \quad (2.4)$$

Konvergenciáról beszélhetünk a (2.4) alapján akkor, ha két ország (i, j) közötti fajlagos jövedelmkülönbség bizonyos országspecifikus kiinduló feltételek (ρ) mellett hosszú távon megszűnik. Vagyis akkor beszélhetünk csak tulajdonképpen konvergenciáról, ha kontrollálunk a kiinduló feltételekre.

Célszerű azonban néhány megjegyzést tennünk. Egyrészt a (2.4) nem veszi figyelembe az idősorok sztochasztikus jellegét. Ha például mindkét gazdaság egy főre jutó GDP-je véletlen bolyongást követ, akkor konvergenciára kerül sor annak ellenére, hogy a különbségek a jövőben várhatóan magasak lesznek (Durlauf et. al., 2004:40). Másrészt különbséget tettek a szerzők az i és a j -edik gazdaság kiinduló feltételei között, vagyis a képlet nem egy adott klubban belül, hanem a gazdaságok egyfajta klubspecifikus, parciális konvergenciáját írja le; természetesen előbbi sincs kizárva, hiszen elképzelhető, hogy $\rho_{i,0} = \rho_{j,0}$. Harmadrészt célszerű az úgynevezett átmenet-klubokat szétválasztani a konvergenciakluboktól. *Az átmenet-klub országok egy olyan csoportját tartalmazza, amelyek azonos vagy hasonló rövidtávú, átmeneti dinamikával rendelkeznek, hosszú távon azonban más-más növekedési pályán mozognak.*

Baumol és Wolff (1988) kutatása alapján azok az országok tartoznak egy konvergenciaklubba, amelyek *technológiatranszferek, a nemzetközi kereskedelem és beruházások, vagy az oktatás* segítségével képesek a felzárkózásra. E támogatásokat ugyanis gyakran saját maguknak, azaz a klub tagjai számára biztosítják, míg a kifelé áramlást számos tényező (például szellemi tulajdon korlátozása) gátolja. (Szörfi, 2004)

⁶ Többféle statisztikai megközelítés is felírható, de az elméleti és a statisztikai koncepciók közötti különbségek interpretálási nehézségeket okozhatnak. Ezzel a kérdéssel az empirikus vizsgálatok során (elsősorban az 5.3-as alfejezetben) még részletesebben foglalkozom.

Feltételes konvergencia

Ez a megközelítés áll a legközelebb a közgazdasági elméletekhez. Feltételes konvergencia esetén az *egyes országok vagy régiók a saját egyensúlyi állapotukhoz tartanak*, ami gyakorlatilag azt jelenti, hogy a konvergencia függ azoktól a változóktól és paraméterektől, amelyek az egyensúlyi állapotot meghatározzák. Konvergencia így akkor mutatható ki, ha bizonyos kontrollváltozókra kondicionálunk. Például az OECD-országokban feltételes konvergencia figyelhető meg, ugyanis ezekben a gazdaságokban megközelítőleg azonosak a strukturális változók. Ez azt is jelenti, hogy az egyes országok közötti eltérések állandóak, tartósak is lehetnek. Így tulajdonképpen parciális divergenciaként is azonosítható a feltételes konvergencia (Kim-Heshmati, 2014). Ez a megközelítés abban különbözik a klubkonvergenciától, hogy strukturális változók, és nem a kiinduló változók/feltételek határozzák meg a konvergenciafolyamatokat.

A (2.4)-es összefüggés alapján nem tudjuk elkülöníteni a strukturális változókat a kiinduló feltételektől, amelyek eltérő hatással lehetnek a konvergenciafolyamatokra. *Strukturális változóknak a Solow- (lásd: 3.1.1-es alfejezet) és egyéb kontrollváltozókat (például intézményi faktorokat és humán tőkét befolyásoló tényezőket) tekintik*, míg az egyéb heterogenitást tükröző változók a kiinduló feltételek alá tartoznak.

E megközelítések a következőképpen különíthetők el egymástól (Durlauf et. al., 2004:41):

$$\lim_{t \rightarrow \infty} E(\log y_{i,t} - \log y_{j,t} | \rho_{i,0}, \theta_{i,0}, \rho_{j,0}, \theta_{j,0}) = 0 \text{ ha } \theta_{i,0} = \theta_{j,0} \quad (2.5)$$

Feltételes konvergenciára tehát akkor kerülhet sor, ha két ország közötti egy főre jutó GDP-beli különbség adott kezdeti feltételek (ρ) és strukturális paraméterek (θ) mellett hosszú távon megszűnik, miközben azonosak a strukturális paraméterek.

A (2.5) kapcsán megjegyzendő, hogy a kiinduló feltételekre is kondicionáltunk, így az nem kizárólag feltételes konvergenciát mutat. Ugyanis ha a kiinduló feltételek az egyensúlyi növekedési pályára hatnak, akkor konvergenciaklubok létezéséről beszélünk, ha nem, akkor feltételes konvergenciáról (feltéve, hogy a strukturális változók határozzák meg az egyensúlyi szintet). A feltételes konvergenciának közgazdaságelméletileg általánosabb formájával a 3. fejezetben foglalkozom.

Összefüggés az egyes koncepciók között

Mindhárom, az előző alfejezetekben ismertetett koncepció olyan konvergenciafogalom, melyek eltérő jelentéssel bírnak. Az abszolút konvergencia a legáltalánosabb: amennyiben teljesül, akkor a másik két koncepció is automatikusan fennáll. Ha azonban nem teljesül, akkor még bizonyos feltételek mellett elfogadhatjuk a konvergenciára vonatkozó hipotézist.

Abszolút vs. feltételes konvergencia: a feltételes konvergencia esetében egyedi, míg az abszolút konvergencia vonatkozásában azonos az egyes gazdaságok egyensúlyi szintje. A fő kérdés tehát az, hogy mennyire térnek el ezek az egyensúlyi szintek hosszabb távon: ha egyre jobban eltérnek, akkor a két koncepció is egyre inkább szétválak.

Az empirikus vizsgálatok során gyakran előfordul, hogy nem a világ országaira, hanem egy adott országsoportra, illetve adott régiókra végeznek konvergenciavizsgálatokat. Amennyiben pozitív eredményekre vezetnek e vizsgálatok, akkor egyes szerzők gyakran abszolút konvergenciaként hivatkoznak a jelenségre. Ezt azzal magyarázzák, hogy nem kondicionáltak más változókra. Bizonyos szempontból azonban e konvergencia nem abszolút, ugyanis ha például csak az OECD tagállamokra végezzük el a vizsgálatokat, akkor már eleve feltételezzünk bizonyos hasonlóságokat. Illetve bizonyos transzformációk, technikai változók (például átlag kiszűrése, régiós dummy-változók bevonása) szintén kiszűrjük a heterogenitás egy részét. Következésképp, az abszolút konvergencia fogalmát véleményem szerint elsősorban olyan esetekben lenne indokolt alkalmazni, amikor úgy kapunk pozitív eredményt, hogy már eleve feltételezzük, hogy a kiinduló feltételek és a strukturális változók eltérhetnek egymástól.

Természetesen a mintaszűkítés lehet nem tudatos is: például a rendelkezésre álló adatok hiánya miatt bizonyos országokat kihagyunk a vizsgálatból. Ekkor azonban célszerű mérlegelni: a mintában szereplők országok mennyire hasonlóak, eltérőek – mások-e a kiinduló feltételek és a strukturális változók, és ez alapján indokolt definiálni a szóban forgó konvergenciafolyamat fogalmát.

Feltételes vs. klubkonvergencia: szintén éles a különbség a klubkonvergencia és a feltételes konvergencia között. Tegyük fel, hogy klubkonvergenciát kapunk különböző országsoportokon belül, amelyek csak a tőkeállományukban különböznek. Ez azt

jelenti, hogy a kiinduló tőkeállomány ugyan eltérhet országok között, de az azonos kiinduló feltételekkel rendelkezők konvergálni fognak egymáshoz – vagyis a konvergencia teljesül azokra az országokra, amelyek egy klubba tartoznak, azaz azonos a kiinduló tőkeállományuk. Ugyan a feltételes konvergencia fogalma is a hasonló tulajdonságú országok konvergenciáját mondja ki, elemi különbség, hogy éppen a kiinduló tőkeállomány indukál konvergenciát: az alacsonyabb tőkével rendelkező országok fognak felzárkózni a fejlettekhez. Erre azért kerül sor, mert a tőkeállomány dinamikáját meghatározó strukturális változók (például a megtakarítási és amortizációs ráta) azonosak.

Levonhatjuk egyrészt azt a következtetést, hogy a konvergáló országok csoportja (azonos kiinduló tőkével kontra azonos strukturális változókkal rendelkezők) nem feltétlenül azonos a két esetben. Másrészt e két koncepció az alapján is megkülönböztethető, hogy exogén vagy endogén módon kezeljük-e a releváns változókat. Harmadrészt a kiinduló tőkeállománybeli különbségek megszűnnek feltételes konvergencia esetében, míg a klubkonvergencia teljesülésekor ezek tartósak, állandóak.

Bár e két megközelítés elméletileg jól elhatárolható, a gyakorlati alkalmazások során nem mindig lehet egyértelműen szétválasztani az egyes kategóriákat. Elképzelhető ugyanis, hogy nem lehet pontosan beazonosítani, hogy egyes országok közötti eltérések eredendően csoportspecifikus eltérésekre, vagy bizonyos strukturális, az egyensúlyi állapotot determináló változókra vezethetők-e vissza. Illetve elképzelhető, hogy az egyes strukturális eltérések mögött csoportspecifikus jellemzők (kiinduló feltételek) állnak.

Abszolút vs. klubkonvergencia: hasonló esettel találkozhatunk, amivel az első példában: ha olyan országok között kapunk konvergenciát, amelyek azonos kiinduló feltételekkel rendelkeznek, akkor tulajdonképpen klubkonvergenciát, és nem abszolút konvergenciát kaptunk.

2.3 Kísérlet a konvergencia mozgatóerőinek feltérképezésére

2.3.1 Bevezetés: cél, eszköz és vizsgált változók

A továbbiakban egy empirikus vizsgálatot ismertetek. *Az elemzés során egyrészt tesztelem a feltételes konvergenciára vonatkozó hipotézist, másrészt a növekedési*

faktorokat próbálom meg detektálni. Az eljárás regressziós egyenleteken alapul (a modellek elméleti vázát részletesebben az 5.1. alfejezetben mutatom be): az egy főre jutó GDP változását a bázisidőszaki jövedelem szintjével és további változókkal magyaráztam.

Összesen 99 országot vontam be a vizsgálatba. Ezek az adatok elsősorban a Világbank adatbázisából származnak, de néhány adatot felhasználtam az UNCTAD és az ENSZ adatbázisából, az FDI-ra és a HDI-re vonatkozóan. Néhány releváns adat az IMF adatbázisából (folyó fizetési mérleg, államadósság, államháztartási hiány, megtakarítások) származik. Annak érdekében, hogy a keresztmetszet és a változók körének dimenziója minél magasabb legyen, néhány hiányzó adatot interpoláltam⁷. A vizsgált országok listáját a függelékben (9.3-as alfejezet) tüntettem fel.

Az alábbi magyarázó változókat vontam be a vizsgálatba:

- GDPcap: egy főre jutó GDP (változatlan áron, 2005-ös USD)
- FER: születésű termékenységi arányszám (fiatalkorú, 1000 nőre jutó születésszám)
- DEP: demográfiai függőségi ráta (a munkaképeskorú népesség %-ában)
- BIR: születési arányszám (ezer főre jutó)
- DEA: halálozási ráta (ezer főre jutó)
- EXP: áru- és szolgáltatásexport (GDP %-ában)
- FER2: termékenységi arányszám (egy nőre jutó születések száma)
- FCON: végső fogyasztás (GDP %-ában)
- GDP: GDP/fő növekedése (éves volumenváltozás, %)
- GFCON: közösségi fogyasztás (GDP %-ában)
- GCF: bruttó felhalmozás (GDP %-ában)
- GFCF: bruttó állóeszköz-felhalmozás (GDP %-ában)
- IMP: áru- és szolgáltatásimport (GDP %-ában)
- CPI: infláció (éves változás, %)
- LEXP: születéskor várható élettartam (év)

⁷ A HDI esetében az 1982-es, illetve 2002-es adatok helyett az 1980-as és 2000-es értékeket használtam fel, illetve néhány ország (Bhután, Bolívia, Burkina Faso, Csád, Comore-szigetek, Kongó, Egyiptom, Guinea, Etiópia, Gambia, Irán, Korea) esetében későbbi adatokat (2000-es évekből származókat) használtam fel. Abból indultam ki, hogy ez a változó kifejezetten perzisztens, ezért a mérési hiba mérsékelt mértékű torzítást okozhat. A 2007-es megtakarítási rátát Zimbabwe esetében szintén interpoláltam a 2009-2013 évek átlagával. A beáramló FDI-adatokat néhány ország esetében a többi ország átlagának változásával és az adott gazdaság korábbi/későbbi értékei alapján becsültem meg (Etiópia és Németország 80-as évekbeli értékeinél, illetve Indonézia esetében még a 2002-es értéknél is).

- MER: kereskedelmi forgalom (GDP %-ában)
- MOR: 5 éves kor alatti halandósági ráta (1000 élve születésre jutó)
- MIG: nettó migráció (fő)
- POP: népsűrűség (egy km²-re jutó népesség)
- POP2: népesség növekedése (éves változás, %)
- SUR: terület (km²)
- POP3: városi népesség növekedése (éves változás, %)
- HDI: humán fejlettségi index (pontszám)
- FDI: külföldi működőtőke beáramlása (tranzakció, egy főre jutó, folyó áron mért USD-ben)
- CA: Folyó fizetési mérleg egyenlege (GDP %-ában)
- DEBT: Államadósság (GDP %-ában)
- B9: Kormányzati szektor egyenlege (GDP %-ában)
- SAV: Bruttó nemzeti megtakarítások (GDP %-ában)
- Országcsoport (LDC, ODA-val rendelkezők, ODA-val nélküliek, OECD; a benchmark az OECD-csoport – lásd: 4.1-es alfejezet) és régiós dummy-k (5 kontinens-dummy; a benchmark Észak-Amerika).

A változók magas számát egyrészt az magyarázza, hogy a rendelkezésre álló, releváns adatok magyarázó ereje potenciálisan nagy lehet. Másrészt, ha bizonyos, elsősorban termelékenységi változók inszignifikánsnak bizonyulnak, instrumentumként még javíthatják a magyarázó erőt.

A regressziós modellek tipikusan paneladatokon alapulnak. A panelstruktúra helyett azonban keresztmetszeti adatokat használtam fel, ugyanis néhány szignifikánsnak feltételezett változó (például a humán tőkét mérő HDI) historikusan nem állt rendelkezésre éves bontásban. Annak érdekében, hogy javíthassam az eredmények megbízhatóságát és robusztusságát, két időszakot vizsgáltam: 1987-et és 2007-et, az adott évi és az öt évvel ezelőtti értékeket. Az egyidejű érték rövidtávú, az öt évvel korábbiak pedig a hosszabb távú hatások feltérképezését szolgálták. Az 5.3-as alfejezettel ellentétben nem éves átlagokkal számoltam.

Az egy főre jutó GDP növekedését felbontottam a fontosabb felhasználás oldali komponensekre (végső fogyasztásra, beruházásokra, exportra), ugyanis minden bizonnyal eltérhetnek e változókra pozitívan ható faktorok, sőt az is elképzelhető, hogy aggregált szinten (azaz pusztán a GDP-t vizsgálva) egyes változók kiesnek. Elsősorban

e dekompozíció miatt tartom relevánsnak ezt a regressziós elemzést, ugyanis a növekedésökonometriai vizsgálatok legjobb tudomásom szerint rendre aggregált szintű adatokon, számításokon alapulnak. A 2007-es és 1987-es egyenletekből kihagytam a magyarázó változók közül az adott évi GDP-összetevőket, csak a korábbi időszakok értékeit tüntettem fel. Ellenkező esetben az egyes komponensek együttthatói lényegében az adott változók súlyát adták volna vissza eredményül, potenciálisan elnyomva így a többi változó szerepét.

A változók szelekcióját Stepwise-forward algoritmussal⁸ végeztem el. A hagyományos modellszelekció ellen szólt, hogy viszonylag nagy a rendelkezésre álló változók száma, és a változók p-értékeit, illetve szignifikanciáját befolyásolja, hogy milyen sorrendben kerülnek be/ki a modellbe az egyes mutatók. Ezen túlmenően, az egyes együttthatók szignifikanciáját is csak óvatosan szabad értelmeznünk, ami szintén a multikollinearitással magyarázható. Továbbá az alapos modellszelekció szükségességét az a közismert tény is alátámasztja, hogy a többszörös determinációs együtttható sosem csökken akkor, ha új változót vonunk be a modellbe, így nem veszi figyelembe a mutató a szabadságfokvesztést.

Az eljárás során kapott eredményeket nem fogadtam el teljes mértékben. Egyrészt a hagyományos standard hibák helyett a White-féle robusztus standard hibákat

⁸ A Stepwise-forward eljárás során 0,25%-os p-értéket adtam meg. Először a legalacsonyabb p-értékű változó került be a modellbe. Ezt követően a második legkisebb p-értékű változó vonódik be a regresszióba, viszont ha a kritikus szint (0,25%) fölé került bármelyik változó szignifikanciája, az adott változó kikerül a modellből. Ezt követően, a harmadik legkisebb p-értékű változó is bevonásra került, majd ismét tesztelésre kerültek a bent lévő változók p-értékeik alapján. Az iteráció több módon is befejeződhet (például adott változó- vagy lépésszámot elérve). Azt a lehetőséget választottam, hogy ha a modellbe már nem kerülhet be 0,25%-os küszöbértéknél kisebb p-értékű változó, akkor álljon le az algoritmus. A konstanst minden esetben fixen benne hagytam a regressziós egyenletekben, ami standard megoldás, hiszen a kihagyott változók átlagos hatását mutatja.

Kontrollként a Stepwise-backward eljárást is lefuttattam, ami ezzel analóg; első lépésben az összes változó bekerül a modellbe, és a küszöbérték felettiek külön-külön kikerülnek belőle. A kiszűrést követően a kikerült változók szignifikanciájának változása is tesztelésre kerül, azaz ha egy korábban kikerült változó ismét szignifikáns lesz a multikollinearitás következtében, akkor újfent bekerül a modellbe. Ezúttal is a 0,25%-os küszöbértéket rögzítettem; az algoritmus befejezésére itt is akkor került sor, amikor már csak olyan változók álltak rendelkezésre, amelyek p-értéke meghaladta ezt a szintet. Ez az eljárás lényegében az ún. Hendry/LSE-megközelítésből indul ki, azaz egy túlparametrizált modellből, amelyet végül szűkítettem.

tekintetem benchmarknak. Másrészt kísérletet tettem az endogenitás kezelésére késleltetett értékekkel, amit csak a tárgydőszaki egyenletek esetében tudtam elvégezni. A késleltetett értékek mellett az exogénnek feltételezett dummy-változókat (kontinens-változókat), valamint néhány esetben más mutatókat is bevontam (például államadósság esetében az államháztartási hiányt, a megtakarítások esetében a fogyasztást). A kétfokozatú legkisebb négyzetek módszerén alapuló becslést nem végeztem el a GDP esetében, ugyanis az instrumentumok gyengének bizonyultak. Ez egyben arra utal, hogy a 80-as években tapasztalt GDP-trend jelentősen különbözött a 2000-es években megfigyelttől.

2.3.2 Kiinduló hipotézisek felvázolása

A stilizált tények (lásd: 2.1.3-as alfejezet) alapján azt feltételezhetjük, hogy abszolút konvergencia nem, feltételes konvergencia viszont kimutatható az országok között, feltéve, hogy kellőképpen sok változóra sikerül kondicionálni. A kondicionálás háttérében az áll, hogy nem a globális, hanem a parciális hatásokra vagyunk kíváncsiak. Azaz szükséges minden olyan változót bevonni a vizsgálatba, amelyek a kiinduló jövedelemszinttel korrelálnak.

Elméleti szempontból azt kell szem előtt tartanunk, hogy *minden olyan változót be kell vonni a modellbe, ami potenciálisan hathat a steady state-re*, így a rövidtávú növekedési pályára is. Amennyiben a tényleges és a potenciális jövedelemszint egymással pozitívan korrelál – a gyakorlatban feltehetően erről van szó – és kihagyjuk a regresszióból a steady state-et befolyásoló változókat, a regressziós együttható lefelé torzított lesz (Barro, 2005). Vagyis elméletileg ez lehet az oka annak, hogy abszolút konvergencia tipikusan nem figyelhető meg (lásd: 5.2-es és 5.3-as alfejezetek), feltételes konvergencia viszont igen.

Természetesen nem tudjuk a gyakorlatban valamennyi releváns kontrollváltozót bevonni. A neoklasszikus irányzat alapján hosszú távon az exogén technológiai haladás befolyásolja a növekedést, miközben az endogén elméletek számos strukturális változó hosszú távú hatását is kiemelik. Az egyensúlyi szintet viszont – elméletileg is – több tényező befolyásolja.

A Solow-változók alapján azt feltételezhetjük, hogy a beruházások és megtakarítások a jövőbeli, rövidebb távú növekedést erősítik, miközben a népességre pozitívan ható változók negatívan befolyásolják azt. A humán tőke vonatkozásában (aminek a HDI a proxy-ja) a hagyományos szemléletben azt feltételezhetnénk, hogy visszafogja a

növekedést. A fizikai tőkeállományhoz hasonlóan viszont a magasabb szintbeli értékek mérsékeltebb növekedéshez vezetnek, amennyiben a humán tőke hozadéka csökkenő. Az endogén modellek azonban felhívják a figyelmet a humán tőke spillover hatásaira, ami a növekedés gyorsulásának az irányába hat. Részben emiatt, részben pedig azért, mert a HDI a fundamentális növekedési faktorokkal (többek között az intézményekkel) is pozitívan korrelálhat, pozitív hatás várható. (lásd: 3-as fejezet)

A *nettó exportot* közvetlenül pozitívan (kivitel, folyó fizetési mérleg) befolyásoló változók esetében pozitív előjel várható, mivel a külső piacokra való termelés a kapacitások bővülésével párosul. A felhasználási tételek, különösen az export importvonzata azonban jelentősen mérsékelheti ezt a hatást. A fizikai tőkéhez hasonlóan viszont feltételezhetjük, hogy a konvergenciára kerülhet sor, azzal a késleltetésre negatív koefficiensre kaphatunk. A globalizációs tendenciák erősödése, valamint a fejlődő országok világgpiaci részesedésének növekedése fokozhatja a konvergenciát. Azt is érdemes figyelembe venni, hogy egyes változók folyó áron álltak rendelkezésre USD-ben, így árfolyam- és inflációs hatások is megjelennek az adatokban a volumenváltozás mellett.

A klasszikus dichotómia értelmében hosszú távon zérus hatás várható a *fogyasztói árindex* együtthatójára, azaz az öt évvel késleltetett koefficiens inszignifikáns lehet. Rövidtávon viszont negatív hatás várható a csökkenő reáljövedelmek, és/vagy az importált inflációs nyomás belső keresletet mérséklő hatásának következtében.

A *kormányzati hiány és adósság* esetében több hatás érvényesülhet. A produktív jellegű kiadások, amelyek támogatják a kapacitások bővülését a steady state-re és a növekedésre is pozitívan hathatnak. Példa lehet erre az oktatás vagy egészségügy reformja, valamint a közigatást övező strukturális kiadások. Az egészségügyi többletkiadások a várható élettartamra is pozitívan hatnak, ezért ennél a változónál is azonos előjelet várunk. Ezen túlmenően, az intézmények is jelentősen befolyásolhatják a várható élettartamot, és ezen keresztül a növekedést, de ennek fordítottja is fennáll: magasabb növekedési pálya magasabb várható élettartammal párosul. Azaz szimultaneitás lehet jelen. A produktív kormányzati kiadások hatását azonban ellensúlyozhatják az improduktív kormányzati lépések, úgymint a pótlólagos, torzító adóintézkedések, az adminisztrációs törekvések, korrupciós trendek egyensúlyi állapotot negatívan befolyásoló hatása.

A növekedés dekompozíciója felhasználási tételekre, illetve azok heterogén alakulása egyben azt is jelenti, hogy bizonyos tényezők módosulása következtében

változhat az egyensúlyi állapot. Valószínűsíthetjük, hogy a megtakarításoknak nem feltétlenül konstans hányada kerül elfogyasztásra, azaz a megtakarítási ráta időben változhat. Ezt magyarázzák többek között a mérlegalkalmazkodás, a fogyasztói bizalom és szokások változása kapcsán megfigyelhető nemzetközi trendek. A tervezett és tényleges kiadások közötti diszkrepancia, azaz a készletváltozás mértéke is konjunktúrafüggő, amit a Keynes-i kereszt is illusztrál. Ezen túlmenően, az empirikus tapasztalatokkal összhangban a beruházások volatilitása, és a kormányzati kiadások ciklikus lefutása is jelentős elmozdulásokat okozhat.

2.3.3 Regressziós eredmények bemutatása

Bruttó hazai össztermék

A regressziós eredményeket a függelékben (9.4-es alfejezet) tüntettem fel. Az egyenletek alapján viszonylag sok olyan változót sikerült azonosítani, amelyek magyarázzák a növekedés ütemét. A GDP kiinduló szintjének paramétere a bázisidőszakban a stilizált tényeknél magasabb, $-4-5\%$ közötti, a tárgyidőszakban viszont a változó inszignifikánsnak bizonyult. Azaz a '80-as évek végén *feltételes konvergenciát*, míg a 2000-es évek végén *divergenciát mutatnak az adatok*.

A kiinduló szint mellett az export, a kereskedelmi forgalom, a megtakarítások, illetve számos demográfiai változó is jelentős mértékben befolyásolták a gazdasági növekedést. A beruházások késleltetett szintjének szignifikanciája a tőkefelhalmozás pozitív hatására utal. Az országterület pozitív együtthatója részben méretgazdaságosságot, részben a nagyobb gazdaságból fakadó tovagyrűző hatásokat (például erősebb politikai, hatalmi befolyást) sejtet. A fizetési mérleg negatív tárgyidőszaki együtthatójának hátterében a túlfűtött növekedés importösztönzése állhat.

A kormányzati hiány negatív együtthatója az állam kiszorító hatására, illetve az improduktív kiadások növekedést visszafogó hatására utalhat. Több dummy változó nem lett szignifikáns, ennek a hátterében feltehetően az állhat, hogy számos változóval sikerült magyarázni az egyes kontinensek és országcsoportok benchmarkrégiótól (OECD, Észak-Amerika) vett szintbeli eltérését.

Áru- és szolgáltatásexport

Ami a többi GDP-komponens egyenletét illeti, az export változását a kereskedelmi forgalom befolyásolta jelentős mértékben. A forgalmi adatok pozitív együtthatója megfelelt a várakozásaimnak, hiszen a konjunktúra fordulópontjaira a vállalatok

munka- és tőkepiaci alkalmazkodással reagálnak, ami befolyásolja az exportlehetőségeiket is egyik oldalról. A másik oldalról pedig a munkapiaci alkalmazkodás a forgalmi adatokban is megjelenik a fogyasztási pálya módosulásán keresztül. A folyó fizetési mérleg egyenlegének negatív a hatása, aminek háttérében a felhasználási tételek importtartalma mellett a jövedelemkiáramlás állhat.

A magyarázó változók között megjelent a HDI is, ami a humántőkét ragadja meg: a magasabb humán fejlettség ösztönözte a kivitel alakulását. A HDI pozitív hatása a többi egyenletben nem jelent meg, azaz tipikusan egy olyan változónak tekinthető, aminek hatása aggregált szinten nem feltétlenül mutatható ki.

A demográfiai változók egy része szintén befolyásolja a kivitel alakulását. A termékenység negatív együtthatója azzal magyarázható, hogy magasabb népességnövekedés esetén több foglalkoztatott használja és amortizálja a tőkét, ami gátolja a növekedést (lásd: 3.1.1-es alfejezet). Egy további érvet is említhetünk Becker és Barro (1988) tanulmánya alapján, miszerint a gyermeknevelés erőforrást von el, azaz visszafogja a javak és szolgáltatások termelését (Barro-Sala-i-Martin, 2004). Érdeemes megjegyezni, hogy ez utóbbi jelenség hosszabb távon lehet meghatározóbb, ezért nem véletlen, hogy csak a magasabb késleltetések lettek alapvetően szignifikánsak.

A bázisidőszaki volumen szintbeli együtthatójának előjele és szignifikanciája azt jelzi, hogy *a felzárkózáshoz jelentős mértékben a kivitelre való termelés járult hozzá*. Sőt, a tárgyidőszakban is felzárkózás figyelhető meg az exportegyenletben. Ez tehát alátámasztja azt a tendenciát, miszerint a fejlődő országok világpiaci részesedése növekvő trendet mutat. Ennek háttérében több tényező is állhat, úgymint a versenyképesség és a cserearány javulása, a globalizációs folyamatok elmélyülése. De a fundamentális növekedési tényezők, például az intézmények fejlődése, exportösztönző kormányzati intézkedések is minden bizonnyal támogatták ezt a folyamatot. Az exportrészesedés növekedése mellett a külső kereslet élénkülése is hozzájárulhatott a felzárkózáshoz. A konvergenciához nagyrészt az ázsiai térség, kiváltképp Kína járulhatott hozzá pozitívan.

Végső fogyasztás

A fogyasztás egyenletében meglepő módon a fogyasztói árindex nem jelent meg, aminek a háttérében egyrészt az állhat, hogy más változókkal – amelyek között találhatunk folyó áron számítottakat is – sikerült megmagyarázni a pénzromlás hatásmechanizmusát. Másrészt a tétel a kormányzati fogyasztást is tartalmazza, amely

közösségi jellegéből fakadóan kevésbé mozog együtt a fogyasztói árindexszel (meghatározóbbak a közsférát befolyásoló illetményemelések, létszámváltozások).

A népességnövekedés szignifikanciája várható volt, hiszen a kedvező munkaerőpiaci trendek többletjövedelmet generálnak a háztartások számára, amit fogyasztásra vagy megtakarításra fordíthatnak. Ebből az is következik, hogy a megtakarításoknál negatív együtthatót várunk, ami statisztikailag valóban kimutatható. A késleltetett megtakarítások esetében ugyanakkor ellenkező a helyzet (hiszen a múltbeli megtakarítások a jövőbeli fogyasztást serkentik), aminek a hatása szintén megjelent: az öt évvel korábbi megtakarítási ráta már pozitívan befolyásolja a fogyasztási dinamikát.

A makrogazdasági pályát övező pozitív sokkok, például egy kínálati sokk azt eredményezi, hogy a vállalatok olcsóbban tudnak termelni, ami javítja a profitabilitásukat. Ez pedig azt eredményezheti, hogy a cégek több munkaerőt vesznek fel, beruháznak – vagyis több terméket adnak el belföldön és külföldön. A munkavállalói jövedelem növekedése a fogyasztás bővülését vonja maga után. Emiatt az export, a bruttó felhalmozás és a fogalmi adatok pozitív együtthatója nem meglepő.

A fogyasztás esetében is kimutatható konvergencia, de csak a bázisidőszaki egyenletben. Azaz a *fogyasztási adatokban megfigyelhető tárgyidőszaki divergencia – a tétel jelentős súlya miatt – számottevő mértékben járult hozzá az aggregált szintű divergenciához*. Az eladósodási hullámból fakadó mesterséges keresletélénkítés állhatott jelentős mértékben annak háttérében, hogy ebben az időszakban nem volt megfigyelhető felzárkózás.

Bruttó állóeszköz-felhalmozás

Ami a belső kereslet másik komponensét illeti, a beruházások egyenletében számos demográfiai változó megjelent. A kormányzati szektor pozitív hatásának háttérében a produktív, többek között infrastrukturális fejlesztések közvetett és közvetlen növekedésserkentő hatása állhat. A várakozásokkal összhangban a fogyasztás is támogatja a beruházások bővülését.

A megtakarítások pozitív együtthatója azzal magyarázható, hogy zárt gazdaságban a megtakarítások elméletileg megegyeznek a beruházások értékével. Nyitott gazdaságban az egyenlőség nem áll fenn, ugyanis a szereplők külső forrásokat tudnak bevonni, ami a folyó fizetési mérleg egyenlegében csapódik le.

A várható élettartam egyedül ebben az egyenletben lett szignifikáns, a változó előjele ráadásul a várakozásokkal szemben negatív volt. Ennek háttérében több tényező

is állhat: túl magas késleltetés (20 évvel korábbi érték került be a modellbe), vagyis az újabb reformok hatása nem jelent meg. Ezen túlmenően mérési hiba, illetve szimultaneitás is torzíthatja az együtthatót.

A beruházások szintjének együtthatója mindkét időszakban negatív, azaz támogatta a konvergenciafolyamatokat.

Összegzés

A Stepwise-backward eljárás során kapott eredmények némiképp eltérő magyarázó változókat eredményeznek, konvergencia szempontjából azonban nem vezetnek érdemi különbséghez, tipikusan néhány századdal alacsonyabb koefficiensekkel párosulnak.

Összességében a számítások azt mutatták, hogy a 80-as években konvergencia volt megfigyelhető, amihez számos változó hozzájárult, kiváltképp a külső keresletet, az exportfolyamatokat pozitívan befolyásoló tényezők. A 2000-es években ezzel szemben divergenciát számszerűsítettem. Ennek hátterében az eladósodási hullám, és ezzel összefüggésben a túlzott fogyasztási trend állhat, ami a válság során jelentős és tartós, még a mai napig is fennálló mérlegalkalmazkodáshoz vezetett. Ezt mutatja ugyanis, hogy a tárgyidőszakban egyedül a fogyasztás egyenletében kaptam divergenciát. Érdekes azonban azt is szem előtt tartani, hogy a válság következtében az egyenlőtlenségek mérséklődhettek. Azaz a túlzott költekezési hullám rövidtávon ugyan erősíthette a divergenciát, hosszabb távon – a gazdasági szereplők alkalmazkodása következtében – viszont redukálhatta azt.

Az eredmények tehát visszaigazolják, hogy a konvergencia értelmezésekor kritikus a mintaidőszak választása. A regressziós számítások során kapott együtthatókat azonban óvatosan szabad csak értelmeznünk az endogenitás miatt. Ez is magyarázhatja azt, hogy nem sikerült kimutatni néhány várt hatásmechanizmust, például a várható élettartam növekedésserkentő hatását. Néhány egyenlet túlparametrizáltsága és a többszörös determinációs együttható alacsony mértéke szintén arra utal, hogy az eredmények értelmezésekor óvatosan kell eljárunk. Fontosnak tartom azonban kiemelni, hogy az R^2 -et növelhettem volna, ha kevésbé szigorúan járok el a modellszelekció során. Ebben az esetben azonban még inkább túlparametrizáltak lettek volna az egyenletek, ami azok átláthatóságát és a releváns változók értelmezését is nehezítette volna.

3. A NÖVEKEDÉSELMÉLETEK ÉS A KONVERGENCIA KAPCSOLATA

A továbbiakban ismertetésre és levezetésre kerül a konvergencia közgazdaságtudományi koncepciója a mainstream, neoklasszikus alapmodellben, valamint annak különböző kiterjesztéseiben. A feltételes konvergencia elméletével, és ezzel összefüggésben a béta-konvergenciával foglalkozom, amire a növekedéstudományok részletesen kitérnek. A feltételes konvergenciára vonatkozó eredmények összekapcsolhatók az abszolút és klubkonvergenciával is, aminek az előfeltételeit a 2. fejezetben mutattam be.

Mint látni fogjuk, a különböző strukturális feltételek jelentősen befolyásolják a konvergenciatulajdonságokat. Emiatt fontosnak tartom, hogy viszonylag részletesen ismertessem az alapmodell technikai hátterét. A terjedelmi korlátok miatt a modellkiterjesztésekben a kiinduló feltételek, illetve a végeredmények módosulására hívom fel elsősorban a figyelmet. Ahogyan korábban már leszögeztem, a reálkonvergencia-folyamatok feltérképezésére, bemutatására törekszem az értekezésben. Emiatt nem foglalkozom másfajta megközelítésekkel, például az árak és árfolyamok konvergenciájával kapcsolatos elméletekkel (úgy mint a Balassa-Samuelson hatással).

3.1 Neoklasszikus növekedéstudományok

3.1.1 A Solow-modell ismertetése és levezetése

A modell felépítése és kiinduló feltételei

Az exogén, neoklasszikus elméletek Solow modelljén alapulnak (Solow, 1956), amely a Harrod-Domar (Harrod, 1939; Domar, 1946) modell kiterjesztésének tekinthető. Legyen a gazdaságban két szektor: háztartás és vállalat; mindkét szektor szereplője reprezentatív (vagyis nincsenek különböző karakterisztikájú lakosok, cégek). A szereplők az áru-, a tőke-, és a munkapiacra – melyek mind versenyzőek – találkoznak. A lakosság birtokolja a tőkét (K) és a munkát (L), amiket a t -edik időszakban (végtelen időhorizont mellett) a vállalat számára bocsát munkabér (w) és reálbérleti díj (r) fejében a tőke- és a munkapiacra; a munkakínálat pedig rugalmatlan a bérezés szerint. A vállalat felhasználja a termelési tényezőket, illetve az exogén technológiát (T , amely közjószág) és az árupiacra értékesíti a lakosság számára az

ezekből előállított terméket. E termékre úgy gondolhatunk, mint egy egységnyi áron mért kompozit jószágra.

A háztartási szektor a termelésből származó jövedelem s részét megtakarítja, amit teljes mértékben beruházásokra fordít ($I = sy$), a maradék részét pedig elfogyasztja ($C = (1 - s)y$). Ez egyben azt is jelenti, hogy a modellben zárt gazdaságot feltételezünk és eltekintünk a kormányzati szektortól, hiszen a felhasználás oldali GDP-azonosság úgy teljesül, hogy a nettó export és a közösségi fogyasztás zérus.

A Solow-modellben tehát a reprezentatív vállalat a kibocsátást (illetve a jövedelmet) a termelési tényezők felhasználásával állítja elő. Írjuk le ezt a kapcsolatot egy konkáv, hatványkitevős termelési függvénnyel:

$$Y = f(T, K, L) = TK^\alpha L^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1$$

Ezt a közismert függvényt Cobb-Douglas termelési függvénynek nevezzük. Mivel a kitevők összege egységnyi, ezért állandó mérethozadékat kapunk, vagyis a termelési függvény első fokon homogén. Ekkor a termelést meg lehet ismételni, hiszen ha például az inputokat másfélszeresével növeljük, akkor az output (termelés) is másfélszeresével nő.

Legyen a technológia – az általános gyakorlatnak megfelelően – munkakiterjesztő⁹, így az állandó mérethozadékból az következik, hogy:

$$Y = TK^\alpha L^{1-\alpha} = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} = f(A, K, L), \text{ ahol } T = A^{1-\alpha} \Rightarrow A = T^{1/(1-\alpha)}, \quad 0 < \alpha < 1$$

Továbbá a határtermékek csökkenőek és pozitívak, vagyis:

$$\Rightarrow \text{ az elsőrendű parciális deriváltak: } \frac{\partial F}{\partial K} = f'(K) > 0 \text{ és } \frac{\partial F}{\partial L} = f'(L) > 0$$

$$\Rightarrow \text{ illetve a másodrendűek: } \frac{\partial^2 F}{\partial K^2} = f''(K) < 0 \text{ és } \frac{\partial^2 F}{\partial L^2} = f''(L) < 0$$

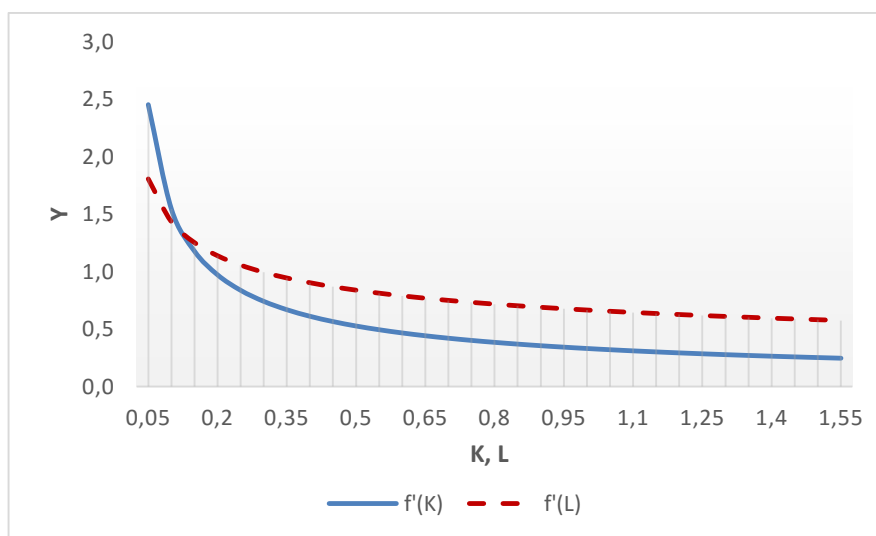
⁹ Többféle módon is bekerülhet a technológiai haladás a termelési függvénybe: például munkakiterjesztő és tőkekiterjesztő formában; előbbi Harrod-semleges technológiai haladásnak is nevezik (Harrod, 1939). Ugyanakkor a termelékenység növekedésnek aszimptotikusan munkakiterjesztőnek kell lennie a kiegyensúlyozott, konstans – steady state – növekedési ütem elérése érdekében (Uzawa, 1961). Viszont ha a technológiai haladás tőkekiterjesztő, akkor az – amennyiben az egyensúlyi állapot létezik – felírható munkakiterjesztő termelékenységgjavulásként is (Barro-Sala-i-Martin, 2004).

A Cobb-Douglas termelési függvénynek a stacionárius pontokban maximuma van, ami a szélsőértékszámítás elégséges feltételeiből következik.¹⁰ Feltételezzük továbbá, hogy mind a tőke, mind a munka „hasznos”, vagyis mindkettőre szükség van; ehhez az alábbi feltételek is szükségesek, amelyeket Inada-feltételnek neveznek (Inada, 1963):

$$\Rightarrow \text{a tőke esetében: } \lim_{K \rightarrow 0} \frac{\partial F}{\partial K} = \lim_{K \rightarrow 0} f'(K) = \infty \text{ és } \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{\partial F}{\partial K} = \lim_{K \rightarrow \infty} f'(K) = 0$$

$$\Rightarrow \text{míg a munkaerő esetében: } \lim_{L \rightarrow 0} \frac{\partial F}{\partial L} = \lim_{L \rightarrow 0} f'(L) = \infty \text{ és } \lim_{L \rightarrow \infty} \frac{\partial F}{\partial L} = \lim_{L \rightarrow \infty} f'(L) = 0$$

A kiinduló feltételek a termelési függvény speciális alakját biztosítják: csökkenő ütemben növekszik, nulla közelében (vagyis ha valamelyik termelési tényező zérus közeli) az elsőrendű parciális deriváltak „közel” párhuzamosak a függőleges tengellyel (amelyen az Y szerepel); illetve ahogy távolodunk az origótól, az elsőrendű parciális deriváltak „közel” párhuzamosak lesznek a vízszintes tengellyel (amelyen a termelési tényezők szerepelnek). E feltételeknek a Cobb-Douglas termelési függvény eleget tesz (lásd: 9.5.1-es függelék). Legyen például $\alpha = 1/3$, ekkor a határtermékek láthatóan valóban csökkenő (hiperbolikus) függvények:



2. ábra: Határtermékek a Solow-modellben

Forrás: saját készítés

¹⁰ A másodikderivált-próba alapján belátható ugyanis, hogy a stacionárius pontokban a tiszta és a vegyes másodrendű parciális deriváltakból képzett Hesse-mátrix determinánsa pozitív, illetve a tiszta másodrendű parciális derivált negatív. A Cobb-Douglas – és más, általánosabb – termelési függvények szélsőértékhelyeinek létezését, illetve azok bizonyítását ismerteti Varian (1992: 2. fejezet).

Fontos már a kiinduló feltételeknél leszögezni, hogy bár mindkét termelési tényezőre szükség van, a várt haszon alapján kerül sor azok allokációjára racionális magatartást feltételezve. Ez azt eredményezi, hogy a termelési tényezők kereslete mindvégig megegyezik azok kínálatával, vagyis a tőke- és munkapiacon egyensúlynak kell lennie. Mivel a jövedelem konstans hányada elfogyasztásra kerül, az árupiacon is fennáll az egyensúly. Vagyis minden piacon a kereslet meg fog egyezni a kínálattal, tehát nem lesz kapacitás kihasználatlanság: valamennyi termelési tényező felhasználásra fog kerülni. Ebből az is következik, hogy a munkapiacon teljes az aktivitás és nincsen munkanélküliség.

A gazdasági szereplők magatartási egyenletei

Tekintsük át első lépésben a gazdasági szereplők viselkedését diszkrét időben. A háztartási szektor a termelési tényezők bérbe adásából szerez jövedelmet, amit – mint említésre került – elfogyaszthat, vagy beruházásra fordíthat. Tehát az alábbi költségvetési korláttal szembesül a lakosság¹¹:

$$C_t + I_t = w_t L_t + r_t K_t = Y_t$$

Felhasználva, hogy a tőke használatakor annak egy része (konstans δ hányada) amortizálódik, és hogy a jövedelem $(1 - s)$ része elfogyasztásra kerül:

$$C_t + K_{t+1} - (1 - \delta)K_t = w_t L_t + r_t K_t$$

$$K_{t+1} - K_t = w_t L_t + r_t K_t - (1 - s)Y_t - \delta K_t$$

$$K_{t+1} - K_t = Y_t - (1 - s)Y_t - \delta K_t$$

$$K_{t+1} - K_t = sY_t - \delta K_t = sf(K_t) - \delta K_t$$

Illetve folytonos időben:

$$\dot{K}_t = \frac{\partial K_t}{\partial t} = sY_t - \delta K_t = sf(K_t) - \delta K_t \quad (3.1)$$

¹¹ A gyakorlatban jellemzően bonyolultabb a költségvetési korlát: az eddig felhalmozott, illetve az adott periódusban felhalmozni tervezett vagyont (pl. betétek) is szerepelnek a lakosság költségvetésében. Ettől most eltekintettem, ugyanis ezek összege zérus, mivel valamennyi háztartás azonos, továbbá a gazdaság zárt.

Vagyis a tőkeállomány változásának dinamikája két tényezőtől, a megtakarításoktól és az értékcsökkenéstől függ. Ami a többi termelési tényezőt illeti, konstans, exogén növekedési ütemet feltételezünk, azaz:

$$\begin{aligned}\dot{L}_t &= nL_t \Rightarrow L_t = L_0 e^{nt} \\ \dot{A}_t &= gA_t \Rightarrow A_t = A_0 e^{gt}\end{aligned}$$

A reprezentatív vállalat célja a profitjának (π) a maximalizálása, ezért az alábbi szélsőérték feladattal szembesülünk esetében:

$$\begin{aligned}\pi_t &= T_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - w_t L_t - (r_t + \delta)K_t \\ \Rightarrow \frac{\partial \pi_t}{\partial K_t} &= T_t \alpha K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha} - (r_t + \delta) = 0 \Rightarrow (r_t + \delta) = f'(K_t) \Rightarrow (r_t + \delta)K_t = \\ &= T_t \alpha K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \Rightarrow \frac{(r_t + \delta)K_t}{Y_t} = \alpha \\ \Rightarrow \frac{\partial \pi_t}{\partial L_t} &= (1-\alpha)T_t K_t^\alpha L_t^{-\alpha} - w_t = 0 \Rightarrow w_t = f'(L_t) \Rightarrow w_t L_t = (1-\alpha)T_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \Rightarrow \\ &\Rightarrow \frac{w_t L_t}{Y_t} = 1 - \alpha\end{aligned}$$

Következésképpen:

$$Y_t = C_t + I_t = \alpha Y_t + (1-\alpha)Y_t = w_t L_t + (r_t + \delta)K_t = f'(L_t)L_t + f'(K_t)K_t$$

Az F függvény a kiinduló feltételek alapján differenciálható. Az eredményekből az következik, hogy versenyzői piacon a vállalati szektor profitja zérus; a termelési tényezők ára pedig a tőke és a munka határtermékével egyezik meg. Emellett a tőke- és munkajövedelem aránya a GDP-n belül α és $(1 - \alpha)$. A jövedelemallokáció optimális, hiszen biztosítja a kibocsátás maximális értékét a hasznosságmaximalizáló magatartás következtében. Fontos megjegyezni, hogy ezen eredményeket a kiinduló piaci feltételek biztosítják (tökéletes verseny, profitmaximalizálás, az árak és bérek rugalmassága).

Az átmenet egyenlete és egyensúly a modellben

A modell dinamikájának feltérképezéséhez használjuk fel, hogy a mérethozadék állandó:

$$aY_t = f(aA_t, aK_t, aL_t), \text{ így:}$$

$$Y_t = f(A_t, K_t, L_t) = A_t \cdot L_t \cdot f(1, K_t, 1) = A_t \cdot L_t \cdot f(k_t) = Y_t$$

Ekkor a termelési függvény intenzív formája:

$$f(k_t) = \frac{Y_t}{A_t \cdot L_t} = y_t = k_t^\alpha$$

A jövedelmet tehát normáljuk a technológiával és a népesség számával. Ekkor a normált termelést kizárólag hatékonysági egységre jutó tőkeállomány határozza meg. A (3.1)-es összefüggés a normálás következtében némileg módosul. Határozzuk meg ismét a tőkeállomány dinamikáját a transzformált esetben (Romer, 2006:14):

$$\begin{aligned} \dot{k}_t &= \frac{\partial \frac{K_t}{A_t L_t}}{\partial t} = \frac{\dot{K}_t A_t L_t - K_t (\dot{A}_t L_t + \dot{L}_t A_t)}{(A_t L_t)^2} = \frac{\dot{K}_t}{(A_t L_t)} - \frac{K_t (\dot{A}_t L_t + \dot{L}_t A_t)}{(A_t L_t)^2} = \\ &= \frac{\dot{K}_t}{(A_t L_t)} - \frac{k_t (\dot{A}_t L_t + \dot{L}_t A_t)}{(A_t L_t)} \end{aligned}$$

Egyszerűsítsünk:

$$\dot{k}_t = \frac{\dot{K}_t}{(A_t L_t)} - \frac{k_t (\dot{A}_t)}{(A_t)} - \frac{k_t (\dot{L}_t)}{(L_t)} = \frac{\dot{K}_t}{(A_t L_t)} - k_t g - k_t n$$

Használjuk fel a (3.1)-es összefüggést:

$$\dot{k}_t = \frac{sY_t - \delta K_t}{(A_t L_t)} - k_t g - k_t n = sy_t - \delta k_t - k_t g - k_t n$$

Vagyis a hatékonysági egységre jutó tőkefelhalmozás, azaz az átmenet egyenlete a következő differenciálegyenlettel írható fel:

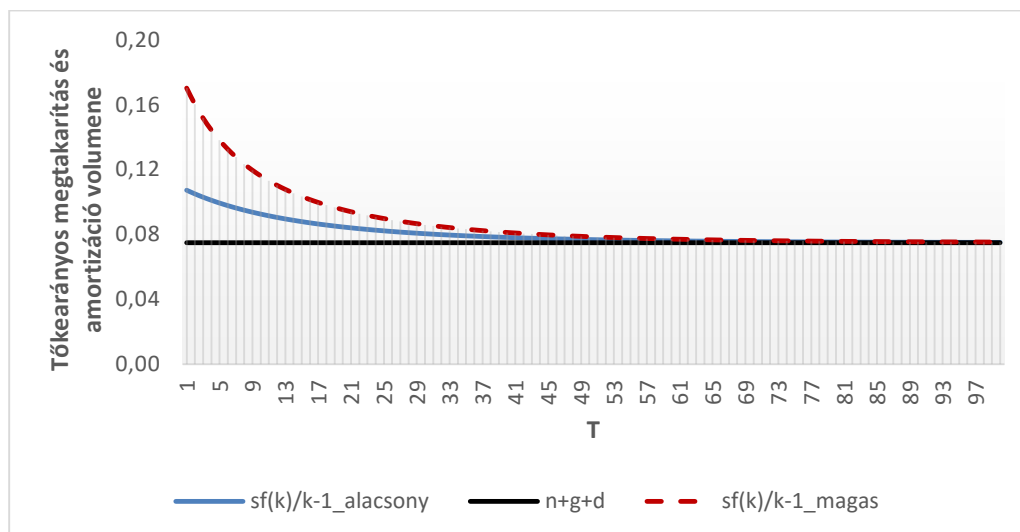
$$\dot{k}_t = sf(k_t) - (n + g + \delta)k_t \quad (3.2)$$

A beruházások és amortizáció mellett tehát a népesség növekedési üteme (n) és a technológiai haladás (g) is befolyásolja a tőkeállomány dinamikáját. Magasabb megtakarítási ráta egyben a beruházási hajlandóság növekedését is jelenti, míg az amortizációs ráta negatívan hat a tőkeállományra annak elértéktelenedésén keresztül. Az értékcsökkenés azt mutatja meg tulajdonképpen, hogy mekkora összegű beruházás

szükséges annak érdekében, hogy a tőkeállomány ne csökkenjen. Ez a felhalmozási kiadás pótló beruházásként is felfogható.

A népesség növekedése is visszafogja a felhalmozási kiadásokat, hiszen magasabb aktivitás azt is jelenti, hogy több ember használja és amortizálja a tőkét (vagyis több embert kell tőkével ellátni). A technológiai haladás esetében is azt mondhatjuk el, hogy negatívan hat a tőkefelhalmozásra, mivel a munkakiterjesztő technológiai fejlődés lévén fokozatosan több tőke kerül felhasználásra.

A tőkeállomány dinamikájából levonható a következtetés, hogy a tőke nem növekszik, vagy csökken a végtelenségig. Hiszen ha túl magas a tőkeállomány, akkor szintén magas lesz az azt csökkentő tételek volumene, míg ellenkező esetben pont ennek a fordítottja áll fenn. Ezt az összefüggést az alábbi ábra szemlélteti:



3. ábra: A tőkeállomány dinamikája a Solow-modellben

Forrás: saját készítés

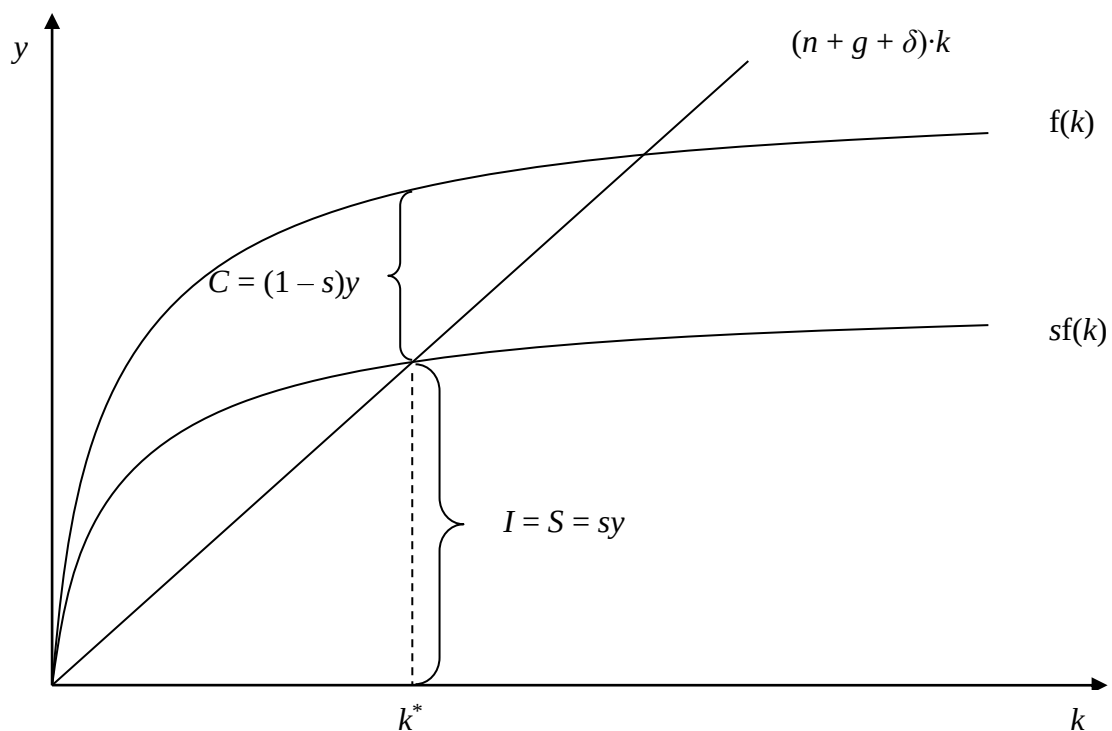
A 3. ábrán a Solow-modell szimulációját láthatjuk, ahol az empirikus megfigyelések alapján: $\alpha = 1/3$, $n + g + \delta = 0,075$, $s = 0,10$ (Sorensen et. al., 2005). Az egyedüli különbség az alacsony és a magas scenárió között, hogy a szaggatott görbe esetében 0,45, míg a másik scenárióban 0,9-es kiinduló tőkeállománnyal számoltam.

A 3. ábrán szereplő függvények az amortizációs tételek és a beruházási ráta dinamikáját mutatják két scenárióban, egységnyi tőkére vetítve. Míg az $n + g + \delta$ konstans mindkét scenáriónál, addig a tőkearányos jövedelem tendenciája csökkenő, vagy növekvő. Ez utóbbi azzal magyarázható, hogy ha alacsony tőkeállomány, akkor magas a tőke átlagterméke ($f(k)/k$). Mivel a háztartások a jövedelmük konstans (s) részét elfogyasztják, így összességében a tőkearányos beruházási ráta ($sf(k)/k$) is magasabb

lesz relatíve, amit a tőkearányos amortizációs tételek konstans mértékben $(n + g + \delta)$ redukálnak (Barro-Sala-i-Martin, 2004:56). Ha a kiinduló tőkeállomány magas, akkor pont az ellenkező tendenciát láthatjuk. *Tehát a modellben konvergencia figyelhető meg: a tőkearányos beruházási ráta nagysága $n + g + \delta$ -val fog megegyezni* – jelen esetben mintegy 50 periódus szükséges ahhoz, hogy ez teljesüljön a két szcenárióban.

A továbbiakban térjünk át ismét az eredeti, tőkével felszorozott tagokra: $sf(k)$ -ra és $(n + g + \delta)k$ -ra. Mivel mindkét komponenst ugyanazzal a változóval szorozzuk meg, ezért az előző bekezdésben ismertetett összefüggés most is fennáll, azaz konvergenciára fog sor kerülni. Amennyiben a beruházási ráta egyenlő az $(n+g+\delta)k$ -val, akkor a gazdaságban csak pótló beruházások valósulnak meg. Ekkor tehát a tőkeállomány dinamikája változatlan: $k_{t+1} - k_t = 0$. A $k_t = k_{t+1} = k^*$ tőkeállományt a modell egyensúlyi tőkeállományának is nevezzük.

Tehát ha a gazdaság eléri ezt az egyensúlyt, az úgynevezett *steady state*-et, akkor a tőkeállomány szintje változatlan marad. Hiszen ha magasabb lenne a tőkeállomány, akkor azt az amortizációs tételek csökkentenék, és fordítva. Ha viszont változik valamelyik strukturális paraméter, akkor a gazdaság rövidtávon kibillen az egyensúlyból és egy új egyensúlyba fog ismét tartani. A Solow-modell dinamikáját az alábbi, közismert ábra szemlélteti:



4. ábra: Fázisdiagram a Solow-modellben

Forrás: Sorensen (2005) alapján

Az egyensúlyi tőkeállomány a következőképpen határozható meg folytonos időben:

$$\dot{k} = sf(k_t) - (n + g + \delta)k_t = 0$$

$$sf(k_t) = sk_t^\alpha = (n + g + \delta)k_t \Rightarrow \frac{s}{(n + g + \delta)} = k_t^{1-\alpha}$$

Azaz:

$$\left(\frac{s}{(n + g + \delta)} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} = k_t = k^*, \text{ illetve: } \left(\frac{s}{(n + g + \delta)} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} = y_t = y^* \quad (3.3)$$

Tehát a tőkeállomány egyensúlyi szintjét nem befolyásolja annak kiinduló szintje, kizárólag az azt növelő (s) és csökkentő paraméterek ($n + g + \delta$), valamint a tőke rugalmassága (α). Minél nagyobb α , annál magasabb lesz a steady state szintje, hiszen a jövedelem szintje, és így a GDP-arányos megtakarítások is magasabbak lesznek.

Az egyensúly egyedi és stabil¹², ugyanis egyensúlyban:

$$sf(k^*) - (n + g + \delta)k^* = 0 \Rightarrow sf(k^*) = (n + g + \delta)k^*$$

Azaz:

$$\frac{f(k^*)}{k^*} = \phi(k^*) = \frac{(n + g + \delta)}{s} \Rightarrow \frac{f(k)}{k} = \phi(k) \quad (3.4)$$

Ahol ϕ a kibocsátás/tőke arány jelöli. Az f függvényre vonatkozó kiinduló feltételek alapján ϕ folytonos, kétszer differenciálható, csökkenő mértékben növekvő függvény, amely teljesíti az Inada-feltételeket. Így (Angeletos, 2005):

$$\phi'(k) = \frac{f'(k)k - f(k)}{k^2} = \frac{f'(k)k - (f'(k)k + f'(l)l)}{k^2} = -\frac{f'(l) \cdot 1}{k^2} = -\frac{MPL}{k^2} < 0$$

A L'Hospital szabály és a kiinduló feltételek alapján:

$$\phi'(0) = f'(0) = \infty, \text{ illetve } \phi'(\infty) = f'(\infty) = 0$$

¹² Ugyan egy egyensúly létezik, más-más kiinduló paraméterek természetesen más-más egyensúlyhoz vezetnek. Ezek közül az arányszabály szerinti tőkeállomány biztosítja a maximális fogyasztási szintet. Ekkor: $f'(k) = n+g+\delta$. (Mankiw, 2003)

Mivel az ϕ függvény csökkenő mértékben növekszik, $k^* \frac{(n+g+\delta)}{s}$ -nek csökkenő függvénye, így a (3.4)-es egyenletnek akkor és csak akkor van megoldása, ha:

$$(n+g+\delta) > 0 \text{ és } s > 0, \text{ így a megoldás egyedi és stabil: } k^* = \phi^{-1} \frac{(n+g+\delta)}{s}$$

A konvergencia sebessége

Láthattuk, hogy a tőkeállomány kiinduló szintbeli eltérése konvergenciához vezet: ha az alacsonyabb, akkor magasabb lesz a relatív beruházás és a növekedés, ha magasabb, akkor alacsonyabb. A konvergencia sebessége linearizálással¹³ állapítható meg, amit Romer (2006:24) részletesen ismertet. Induljunk ki a (3.2)-es egyenletből:

$$\dot{k}_t = \dot{k}(k) = sf(k_t) - (n+g+\delta) \cdot k_t$$

Elsőrendű Taylor-sorba fejtéssel $k = k^*$ körül azt kapjuk, hogy:

$$\dot{k}(k) \cong \dot{k}(k^*) + \left[\frac{\partial \dot{k}(k)}{\partial k} \right]_{k=k^*} \cdot (k - k^*)$$

Tudjuk azonban, hogy a steady state-ben a tőkeállomány változatlan, vagyis:

$$\dot{k}(k) \cong 0 + \left[\frac{\partial \dot{k}(k)}{\partial k} \right]_{k=k^*} \cdot (k - k^*)$$

Jelöljük λ -val a tőkeállomány változásának dinamikáját, azaz azt a rátát, amely megmutatja, hogy milyen gyorsan közeledik k k^* -hoz. λ tulajdonképpen a konvergencia sebességét mutatja:

$$-\lambda = \left[\frac{\partial \dot{k}(k)}{\partial k} \right]_{k=k^*} = \left[\frac{\partial \dot{k}(k^*)}{\partial k} \right]$$

Ekkor tehát:

¹³ Célszerű figyelembe venni, hogy a lineáris közelítés hibával párosul. Reiss (2000) megmutatta, hogy a hiba nagysága alapvetően a tőke elaszticitásától függ: ha $\alpha = 0,5$, akkor nincs, minden más esetben azonban a lineáris közelítés hibával jár együtt. Reiss munkásságát kiterjesztve, Mathunjwa és Tempe (2006) az egyensúlyi állapot feletti és az az alatti konvergencia ütemet hasonlította össze. A szakértők levezették, hogy a steady state felett lassabb, az alatt pedig valójában gyorsabb a konvergencia a Solow-modellben.

$$\dot{k} \cong -\lambda(k_t - k^*) \quad (3.5)$$

Illetve a steady state-től vett eltérés a kiinduló tőkeállomány függvényében:

$$(k_t - k^*) \cong (k_0 - k^*)e^{-\lambda t}$$

A (3.5)-ös összefüggés alapján a steady state irányába történő haladás, vagyis a konvergencia mértéke arányos az egyensúlyi állapottól való eltéréssel. Ez egyben azt is jelenti, hogy a növekedés üteme csökken, amint egy adott gazdaság egyre jobban közelít az állandósult állapothoz. Használjuk fel ismét a (3.2)-es összefüggést:

$$-\lambda = \left. \frac{\partial \dot{k}(k)}{\partial k} \right|_{k=k^*} = \left. \frac{\partial [sf(k) - (n+g+\delta) \cdot k]}{\partial k} \right|_{k=k^*} = [sf'(k^*) - (n+g+\delta)]$$

Használjuk fel, hogy a termelési függvény Cobb-Douglas típusú:

$$-\lambda = s\alpha k^{*\alpha-1} - (n+g+\delta)$$

Tudjuk, hogy az egyensúlyban: $sf(k^*) = (n+g+\delta)k^* \Rightarrow sk^{*\alpha} = (n+g+\delta)k^* \Rightarrow$

$$\Rightarrow s = \frac{(n+g+\delta)k^*}{k^{*\alpha}}, \text{ vagyis:}$$

$$-\lambda = \left[\frac{(n+g+\delta)k^*}{k^{*\alpha}} \alpha k^{*\alpha-1} - (n+g+\delta) \right] = \left[\frac{(n+g+\delta)}{k^{*\alpha-1}} \alpha k^{*\alpha-1} - (n+g+\delta) \right]$$

Elvégezve az egyszerűsítést:

$$-\lambda = [(n+g+\delta)\alpha - (n+g+\delta)] = (\alpha-1)(n+g+\delta)$$

Helyettesítsük be a kapott eredményt a (3.5)-ös egyenletbe:

$$\dot{k} \cong -\lambda(k_t - k^*) = (\alpha-1)(n+g+\delta)(k_t - k^*)$$

A konvergencia sebessége pedig:

$$\lambda = -(\alpha-1)(n+g+\delta) = (1-\alpha)(n+g+\delta) \quad (3.6)$$

A (3.5) és (3.6)-ból az következik, hogy ha egy gazdaság alacsonyabb tőkeállománnyal rendelkezik/távolabb van az egyensúlyi helyzettől, akkor magasabb lesz a konvergencia sebessége (λ) minden egyéb tényező változatlansága mellett. A konvergencia sebességét pedig a strukturális változók (n, g, δ) és a tőke elaszticitása (α) határozza meg.

Míg az $n + g + \delta$ tag pozitívan, addig α negatívan hat a konvergencia sebessége. Az amortizációs tagok pozitív hatása azzal magyarázható, hogy ha magas az értékük, akkor a gazdaság relatív távolabb van az egyensúlytól, következésképp a konvergencia sebességének is gyorsabbnak kell lennie. α -nál pont az ellenkező hatás figyelhető meg, hiszen ha magasabb a tőke elaszticitása, akkor egyúttal a jövedelem szintje és a beruházási ráta is magasabb lesz, vagyis a konvergencia sebességének lassulnia kell.

A megtakarítási ráta nem befolyásolja a konvergencia sebességét, ugyanis bár a megtakarítások növelése gyorsítja a növekedést (ami ceteris paribus a konvergenciát is gyorsítja), de a steady state-et is növeli. E két hatás pedig kioltja egymást az elméleti keretrendszerben. Hasonló a helyzet a technológia szintjével (Barro-Sala-i-Martin, 2004:58).

Feltételes konvergencia: elmélet kontra empiria

A Solow-modell tipikusan olyan gazdaságok felzárkózását írja le jól, amelyek a tőkevonzó képességükből, növekvő beruházási aktivitásukból voltak képesek gyorsuló növekedésre. Ennek klasszikus példája a 2. világháború után Japán és Németország felzárkózása, ugyanis mindkét ország tőkeállományának jelentős hányada megsemmisült.

A korábbi empirikus példát alapul véve, ha $n + g + \delta = 0,075$, míg $\alpha = 1/3$, akkor a konvergencia sebessége: $\lambda = 0,05 = 5\%$. Az empirikus megfigyelések alapján azonban a felzárkózás mértéke alacsonyabb, 2% körüli (Sala-i-Martin, 1996b), vagyis α -nak nagyobbnak, vagy $n + g + \delta$ -nak kisebbnek kell lennie. Ezzel a problémával a későbbiekben még részletesebben foglalkozom.

Azt is érdemes megjegyeznünk, hogy számos példát is találhatunk a múltban a túlfűtött beruházási aktivitás árnyaltabb – akár negatív – szerepére, ami szintén ellent mond a modellnek. Weil (2012) a Szovjetunió elbukását példaként említette arra vonatkozóan, hogy kizárólag a tőkefelhalmozás nem képes magyarázni a növekedési ütemek eltérő dinamikáját.

Még komolyabb problémával szembesülünk akkor, ha keresztmetszeti összehasonlítást végzünk (Romer, 2006:163-164). Az 1. ábra eredményeiből kiindulva az USA-ban 15-ször volt nagyobb 2010-ben az egy főre jutó GDP volumene, mint Afrikában. Vagyis:

$$\frac{y_{USA}}{y_{Afrika}} = \frac{A(k_{USA})^{1/3}}{A(k_{Afrika})^{1/3}} = \frac{(k_{USA})^{1/3}}{(k_{Afrika})^{1/3}} = 15 \Rightarrow \frac{(k_{USA})}{(k_{Afrika})} = 3375$$

$$\frac{r_{USA} + \delta}{r_{Afrika} + \delta} = \frac{r_{USA}}{r_{Afrika}} = \frac{f'(k)_{USA}}{f'(k)_{Afrika}} = \frac{1/3 A(k_{USA})^{-2/3}}{1/3 A(k_{Afrika})^{-2/3}} = 3375^{-2/3} = 0,0044$$

Az Egyesült Államokban 3375-szor magasabb tőkeállományt, míg 0,0044-szeres kamatlábat implikál a neoklasszikus alapmodell Afrikához képest. Utóbbi azt jelenti, hogy 1%-os amerikai kamatláb mellett Afrikában 225%-os kamatlábra számíthatnának a befektetők. Ilyen magas kamatláb-különbözet mellett azonban nagy horderejű külföldi működőtőke áramlana Afrikába, ami biztosítaná a kontinens gyors felzárkózását. Ez tehát azt jelenti, hogy mivel a tőkeállomány szabadon áramolhat, a szegényebb országok elméletileg több tőkét lennének képesek bevonítani, mivel a tőke határterméke (és így az ára) is magasabb náluk. Az empirikus tapasztalatok azonban nem igazolnak vissza ilyen magas kamatláb-különbözetet, illetve felzárkózást.

A tőke korlátozott áramlására *Feldstein-Horioka* (1980) hívta fel először a figyelmet. A kutatók arra az eredményre, „rejtélyre” jutottak, hogy a belföldi megtakarítási és beruházási ráták korrelálnak egymással. Ez pedig ellent mond a standard elméletnek, hiszen ha a megtakarítások a legjövedelmezőbb lokalizációk felé irányulnának, akkor a két változó nem mozoghat együtt egymással.

Nem szabad azonban megfeledezni arról, hogy a számítások erős feltételeken alapulnak: a technológia szintje, a tőke elaszticitása, és a népesség növekedési üteme is jelentősen eltérhet a régiókban, továbbá a tökéletes versenyen alapuló profitmaximalizáló összefüggés is minden bizonnyal sérül. Emellett a tőke mobilitása is korlátozott.¹⁴ Ezekkel a kérdésekkel a következő alfejezet részletesebben foglalkozik.

¹⁴ A feltételes konvergenciának egy további feltétele, hogy azonos legyen a termelési függvény specifikációja. Ez szintén erős feltétel, mivel jelentősen eltérhet a fejlődő országok ágazati struktúrája (például a mezőgazdaság és az ipar súlya lényegesen nagyobb, mint a szolgáltatásoké), következésképp a termelési függvény(ek) jelentősen eltérhetnek a fejlettebb országokétól, és azon keresztül például a tőke elaszticitása, illetve a munkaerőállomány produktivitása szintén különbözhet. Nem csak

A feltételes konvergencia mozgatóereje és újradefiniálása

A Solow-modell alapján feltételes konvergencia figyelhető meg, ugyanis amennyiben a strukturális változók (s, n, g, δ, α) azonosak, konvergenciára kerül sor a k^* egyensúlyi állapothoz. Ez azt jelenti, hogy ha az országok alacsonyabb tőkeállománnyal rendelkeznek (ami különösen igaz a fejlődő országok esetében), akkor magasabb növekedést érnek el, mint a fejlett országok, mivel a fejlődő országok újonnan beszerzett tőkeállományának határterméke magasabb.

Amennyiben a tőke határterméke nem csökkenő, akkor a növekedés hosszú távon fenntartható anélkül, hogy mások felzárkózhassanak egy adott gazdasághoz. Legyen a (normált) tőke határterméke pozitív és növekvő, vagyis az első és a másodrendű deriváltak: $\alpha k^{\alpha-1} > 0$ és $(\alpha - 1)\alpha k^{\alpha-2} > 0$. Ebben az esetben $\alpha > 1$, amit a kiinduló feltételeknél kizártunk. Ha $\alpha > 1$, akkor az átlagtermék már nem csökkenő, a tőkeállomány pedig expozív dinamikát mutat, hiszen: k^α/k , illetve sk^α/k számlálója gyorsabban nő a nevezőjénél. Következésképp, ha a határtermék nem csökkenő, akkor konvergencia helyett divergenciát ír le a modell. Így az egyensúly sem létezik, hiszen a kiinduló tőkeállománybeli különbségek nem szűnnek meg.

Fontos továbbá hangsúlyozni, hogy nem abszolút vagy klubkonvergenciát, hanem feltételes konvergenciát ír le a modell. Vagyis a felzárkózásra csak akkor kerülhet sor, ha a strukturális változók azonosak, illetve a gazdaságok csak a kiinduló tőkeállományukban különböznek. Tehát a Solow-modell nem azt mondja ki, hogy megszűnnek a különbségek az országok között, így a fejlődő országok fejlettekhez történő automatikus felzárkózása sem feltételezhető. Következésképp, a Solow-modell eredményei sokkal inkább homogénebb országcsoportokra vagy régiókra érvényesek, mint például az USA államai, vagy az OECD-tagországok.

Rövid kontra hosszú távú növekedés

A most bemutatottak mellett számos további következtetések is levonhatók a Solow-modell alapján.

Az egyensúlyban a normált tőkeállomány szintje változatlan, így hatékonysági egységre jutó jövedelem szintje is. Következésképp, a tőkeállomány növekedése, illetve

keresztmetszetben, hanem idősorosan is jelentősen szóródhatnak a termelési függvény paraméterei. Az állandó mérethozadékra vonatkozó feltevés is könnyen sérülhet, amire többek között Aukrust és Birke (1959), Kuhilo (1962), valamint Walters (1963) is rámutatott. Összességében megállapítható, hogy amennyiben a termelési függvény alakja módosul, akkor a konvergencia sebessége is változik (lásd: 3.2.2-es alfejezet).

a jövedelem, GDP növekedése is zérus. E zérus növekedés ellenére az egy főre jutó változók, illetve a nem-normált változók növekednek, hiszen:

$$f(k_t) = \frac{Y_t}{A_t \cdot L_t} \text{ és } k_t = \frac{K_t}{A_t \cdot L_t}$$

Következésképp, bár a hatékonysági egységre jutó jövedelem nem nő tovább a steady state-ben, az *egy főre jutó jövedelem növekedési ütemét a technológia növekedési rátája határozza meg*. A teljes jövedelem pedig a technológia és a népesség növekedési ütemének megfelelő mértékben növekszik. A tőkeállomány növekedése pedig a jövedelem bővülésével egyezik meg. Ezekből az is következik, hogy egyensúlyban a tőke/jövedelem arány stabil, konstans (a Káldor-ténnyel összhangban).

Megjegyzendő egyrészt, hogy a normálás szükségességét az empirikus vizsgálatok támasztották alá, miszerint a gazdasági növekedés hosszú távon nem zérus: mind a GDP, mind az egy főre jutó GDP tipikusan növekszik a világ országaiban. Másrészt a Solow-modellben magasabb megtakarítási ráta rövidtávon magasabb növekedéshez vezet egészen addig, amíg a gazdaság el nem éri az egyensúlyi állapotot. A megtakarítási ráta növekedése ugyan befolyásolja az egyensúlyi állapot mértékét (a GDP és a tőkeállomány szintjét), a hosszú távú növekedést már nem. Ebből az is következik, hogy bármilyen olyan tényező, ami befolyásolja a paraméter alakulását (és a technológiai haladást, illetve a népesség növekedését nem), kizárólag a rövidtávú növekedésre hat.

3.1.2 Az alapmodell kiterjesztéseinek hatása az átmenetre

A Solow-modellnek több kiterjesztése is létezik. További szektorok viselkedéseit is modellezhetjük, illetve az exogén változók endogenizálásán keresztül is bővíthetjük a neoklasszikus alapmodellt, javítva így a növekedési modell magyarázó erejét. E kiterjesztésekhez – az üzleti ciklusokhoz hasonlóan – az empirikus megfigyelések, stilizált tények és ökonometria vizsgálatok egyaránt alapot nyújtanak.

A kiterjesztések célja annak ismertetése, hogy a Solow-modellben szereplő konvergenciasebesség hogyan változhat. Az egyenlet valamennyi paramétere lényegében endogenizálható, ami az eredmények módosulását is maga után vonja. A modellek struktúráját, dinamikáját részletesen nem ismertetem a terjedelmi korlátok miatt, csak azt, hogy miben térnek el a kiterjesztett modellek a neoklasszikus alapmodelltől. A modellek megoldása mindenesetre lényegében hasonló

gondolatmenetet követ: normálunk, a gazdasági szereplők haszonmaximalizáló magatartásából kifejezzük az elsőrendű feltételeket, majd meghatározzuk az átmenet egyenletét, ezt követően pedig az egyensúlyt és a konvergencia sebességét állapítjuk meg.

Bár a kiterjesztett neoklasszikus modellekből levezetett hosszú távú következtetések, eredmények nem térnek el jelentősen a Solow-modellben kifejtettektől, mint látni fogjuk, az átmenetet, vagyis a konvergencia sebességét befolyásolják a különböző kiinduló feltételek. Következésképp, a rövidtávú növekedési faktorok feltérképezéséhez is kiindulópontot nyújtanak az egyes eltérő modellspecifikációk.

A megtakarítások endogenizálása

A Solow-modell egyik legnagyobb hiányossága, hogy konstans megtakarítási rátával számol. A megtakarítások modellezése központi kérdés, mivel a megtakarítási hajlandóság nem csak idő-, hanem keresztmetszeti dimenzióban is szóródhat: magasabb jövedelem jellemzően relatív alacsonyabb fogyasztással és így magasabb megtakarítási rátával párosul.

A megtakarítási és fogyasztási hajlandóság modellezésének központi modellje a *Ramsey-modell* (Ramsey, 1928). Az alapvető különbség a Solow- és a Ramsey-modell között, hogy az utóbbiban a *háztartási szektor is optimalizál*; a lakosság célja a hasznosság (U) maximalizálása a fogyasztáson (C) keresztül:

$$U = \int_0^{\infty} u(C_t) e^{-\rho t} dt$$

A háztartási szektor tehát az életpálya hasznosságát maximalizálja egy türelmetlenségi paraméter, vagyis az időpreferencia (ρ) függvényében, folytonos időben¹⁵. A Solow-modellnél ismertetett dinamika lényegesen komplexebb és több összefüggést (Euler-egyenletet, transzverzálitási feltételt, a vagyoneszközök tökéletes helyettesíthetőségét, stb.) kell felírni a modell megoldásához. A steady state körül loglinearizálva a modell dinamikáját az alábbi eredményre juthatunk (Barro-Sala-i-Martin, 2004:111):

¹⁵ Diszkrét időben a hasznossági függvény egyszerűsödik (β a türelmetlenségi paramétert jelöli):

$$U = \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} u(C_t).$$

$$2\lambda = \left[\zeta^2 + 4 \left(\frac{1-\alpha}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta g) \left(\frac{(\rho + \delta + \theta g)}{\alpha} - (n + g + \delta) \right) \right]^{1/2} - \xi, \quad (3.7)$$

ahol: $\xi = \rho - n - (1 - \theta)g > 0$

A konvergencia sebességét technológiai és preferencia paraméterek (ρ , θ^{16}), illetve az előző alfejezetben ismertett tényezők határozzák meg. A Ramsey-modell alapvetően a rövidtávú dinamikát/átmenetet magyarázza a Solow-modellnél árnyaltabban; a hosszú távú következtetések azonban lényegében azonosak a két modellben. Így a Ramsey-modell is alátámasztja a feltételes konvergencia hipotézisét.

Amennyiben konstans a megtakarítási ráta, akkor azonos a konvergencia sebessége is a Solow- és a Ramsey-modellben. Viszont ha nem konstans, akkor *amennyiben a tőkeállomány csökkenésével a megtakarítási ráta is csökken, a konvergencia sebessége gyorsabb* lesz a Ramsey-modellben, és fordítva. (Barro-Sala-i-Martin, 2004:113)

A tőkeállomány értelmezésének bővítése

Empirikus megfigyelések alapján $\alpha \approx 1/3$, azonban ahogy azt az előző alfejezetben láthattuk, a Solow-modell alapján közismerten túlságosan magas lenne a konvergencia sebessége ilyen elaszticitás mellett. Viszont ha a tőke fogalmába nem csak a fizikai, hanem a *humán tőkét* (H) is beleértjük, akkor α már lényegesen nagyobb lesz, így az utolérés sebessége is lényegesen lassabb lesz, amely már közelebb lesz az empirikus megfigyelésekhez.

A humán tőke bevonása többféleképpen történhet: termelési tényező, vagy tőkefelhalmozás – amely befolyásolhatja a technológiai növekedést is – formájában egyaránt (Engelbrecht, 2001). A humán tőkével bővített Solow-modell standard kiterjesztése¹⁷ Mankiw, Romer és Weil nevéhez fűződik (Mankiw et. al., 1990, 1992). A

¹⁶ Barro és Sala-i-Martin (2004:91) az alábbi összefüggést feltételezték:

$u(c) = \frac{c^{1-\theta} - 1}{1-\theta}$, ahol: $\theta > 0$. θ az intertemporális helyettesíthetőség mértékét jelöli $r = p$ esetén.

¹⁷ Lucas modellje (1988) is tartalmaz humántőkét, amelynek a fő jellegzetessége az extern hatás: a munkavállalók termelékenyebbek akkor, ha körbe vannak véve olyan munkavállalókkal, akiknek magas a humán tőkeállománya. Más interakciók is elképzelhetők: a fizikai tőkével való ellátottság is befolyásolja a humán tőke termelékenységét, hiszen a képzettebb szakemberek több fizikai tőkével jellemzően produktívabbak.

modell kiinduló feltételei lényegében a Solow-moddal azonosak¹⁸; a következő termelési függvény képezi a termelés alapját:

$$Y = f(A, K, H, L) = K^\alpha (hL)^\beta (AL)^{1-\alpha-\beta}$$

A specifikáció előnye, hogy a fizikai tőke rugalmassága azonos a Solow-modellben feltételezettel, a mérethozadék ezúttal is állandó, és mivel a humán tőkét nem lehet a munkaerőtől elválasztani, ezért a munkajövedelmek aránya is megegyezik az alapmodellben kifejtettel. A humán tőkének nincsen külön piaca, a munkaerővel együtt kerül „árusításra”; az állomány változását pedig a fizikai tőkéhez hasonlóan írhatjuk fel:

$$K_{t+1} - K_t = S_K Y_t - \delta K_t, \text{ illetve: } H_{t+1} - H_t = S_H Y_t - \delta H_t$$

Tehát mindkét tőkeállományt bővítik a GDP hányadában kifejezett exogén megtakarítások, míg az amortizáció csökkenti azokat. Figyelembe véve a kiinduló feltételeket és a Solow-modell keretében ismertetett levezetéseket könnyen belátható, hogy a konvergencia sebessége a humán tőkével bővített Solow-modellben (Mankiw et. al., 1992:422):

$$\frac{d \ln(y_t)}{dt} = \lambda (\ln(y^*) - \ln(y_t))$$

$$\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + g + \delta) \quad (3.8)$$

Ha $\beta = 0$, akkor a felzárkózás sebessége azonos a Solow-modellben ismertetettel. Tehát a *felzárkózás üteme valóban lassabb lesz a kibővített modellben*. Kiterjesztve a korábbi példát, ha: $n + g + \delta = 0,075$, $\alpha = 1/3$, $\beta = 1/3$, akkor a konvergencia sebessége 5%-nál (amely a Solow-modellből ered) lényegesen lassabb lesz: 2,5%, ami már az empirikus eredményekkel (Sala-i-Martin, 1996b) lényegében egybevág.

Endogén megtakarításokkal, humán tőkével és improduktív kormányzattal bővített modell

A továbbiakban az alfejezetben eddig bemutatott két modell szintézisét – a kormányzati szektorral kibővítve – mutatom be röviden Nemeskéri (2003) tanulmánya

¹⁸ Természetesen a humán tőkére is fel kell tenni azokat a kikötéseket, amelyeket a fizikai tőkére is feltettünk (Inada-feltételek, illetve restrikciók az első- és másodrendű deriváltakra).

alapján. Induljunk ki ismét a *humán tőkével* kiterjesztett neoklasszikus termelési függvény intenzív formájából:

$$y = Ak^\alpha h^\eta$$

Tegyük fel ismét, hogy a háztartások ismét haszonmaximalizálók:

$$U = \int_0^\infty \left(\frac{C^{1-\theta} - 1}{1-\theta} \right) e^{-(\rho-n)t} dt,$$

További érdemi különbség, hogy a vállalati szektor lineáris adót (τ nagyságban) fizet, azaz a vállalat profitfüggvénye:

$$\pi = (1-\tau)Ak^\alpha h^\eta - w - R_k k - R_h h$$

A kormányzatra lényegében úgy tekinthetünk, mint egy improduktív szektorra, ugyanis a termelésben nem vesz részt, viszont a vállalat profitját csökkenti. A kiterjesztett modellben a konvergencia sebessége: (Nemeskéri, 2003)

$$2\lambda = \left[\xi^2 + 4 \left(\frac{1-\alpha-\eta}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta g) \left(\frac{(\rho + \delta + \theta g)}{\alpha + \eta} - (n + g + \delta) \right) \right]^{1/2} - \xi, \quad (3.9)$$

$$\text{ahol: } \xi = \rho - n - (1-\theta)g > 0$$

Az eredmény alapvetően analóg a Ramsey modellben bemutatottal, azzal a különbséggel, hogy a fizikai tőke rugalmassága mellett a humán tőke elaszticitása is megjelenik az egyenletben; ha a két együttható együttesen egységnyi, akkor a konvergencia sebessége zérus. Az előbbi egyben azt is jelenti, hogy a kormányzati elvonás nem befolyásolja a konvergencia sebességét. További fontos különbség, hogy konstans megtakarítási ráta esetén a humán tőkével bővített Solow-modellt kapjuk vissza eredményül (Nemeskéri, 2003).

Beruházások igazodási költségének bevezetése

A tőkeállomány beszerzése költséges lehet, és függhet attól, hogy mennyi a rendelkezésre álló tőkeállomány. Vegyük például az alábbi összefüggést: (Barro-Sala-i-Martin, 2004:156)

$$\phi(i/k) = (b/2)(i/k)$$

Vagyis az *igazodási költségek* (ϕ) arányosak a beruházás/tőke aránnyal (i/k), és egy érzékenységi paraméterrel (b). A tőke értéke/igazodási költségek ráta, az úgynevezett q árnyékár beruházási döntéseket befolyásoló szerepére Tobin és szerzőtársa hívta fel a figyelmet (Brainard, 1968).

Az igazodási költségekkel bővített neoklasszikus modellben a konvergencia sebessége (Barro-Sala-i-Martin, 2004:160):

$$\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + g + \delta) \left[\frac{1 + 1/2b(n + g + \delta)}{1 + b(n + g + \delta)} \right] \quad (3.10)$$

Ha nincsen igazodási költség ($b = 0$), akkor a konvergencia sebessége megegyezik a Solow-modellnél levezetettel. *Ha viszont van igazodási költség, akkor visszafogottabb lesz a konvergencia sebessége*, sőt, a konvergencia üteme a Solow-modellben szereplő sebességnek a felét is elérheti (Barro-Sala-i-Martin, 2004:160). Az eredmény hátterében az áll, hogy a pótlólagos költségek a konvergenciát biztosító tőkefelhalmozást negatívan érintik.

Tőkefüggő értékcsökkenés feltételezése

Az *amortizációs rátát* a gyakorlatban befolyásolja, hogy milyen típusú tőkéről van szó. Írjuk fel az értékcsökkenést az alábbi függvénnyel:

$$\delta = b_1 + b_2 k^\phi, \text{ ahol: } b_1, b_2, \phi > 0$$

A modellben tulajdonképpen azt feltételezzük, hogy létezik egy kiinduló, fix amortizációs tag (b_1), de a tőkeállomány bővülésével párhuzamosan egy érzékenységi paraméter és egy további amortizációs tag (ϕ és b_2) függvényében használódik el a tőke.

A konvergencia sebessége a módosított modellben (Duczynski, 2003):

$$\lambda = (1 - \alpha)(n + g + b_1) + (1 - \alpha + \phi)b_2 k^{*\phi} \quad (3.11)$$

Tehát a *konvergencia sebessége gyorsabb lesz ebben a kiterjesztett modellben*. Ez az eredmény nem meglepő, mivel a fejlettebb gazdaságok lassabb növekedést érhetnek el relatíve, mivel az amortizáció őket relatíve jobban „sűjtja”, mint abban az esetben, amikor a ráta konstans.

Tőkefüggő megtakarítási ráta feltételezése

Tegyük fel, hogy a *megtakarítások függenek a tőkeállománytól* – ugyanis a fejlett országokban (ahol a tőkeállomány magasabb) a pénzügyi közvetítők is fejlettebbek, ami arra ösztönzi a lakosságot, hogy magasabb legyen a megtakarítási ráta. Legyen:

$$s = b_1 + b_2 k^g, \text{ ahol: } b_1, b_2, g > 0$$

A konvergencia sebessége pedig (Duczynski, 2003):

$$\lambda = (1 - \alpha)(\delta + g + n) - g a_2 k^{*\alpha+g-1} \quad (3.12)$$

Vagyis a bővített modellben *mérsékeltebb lesz a konvergencia sebessége*, ami hasonlít az igazodási költségeknél ismertetett jelenséghez.

A kormányzati szektor hozzájárulása a termeléshez

Az eddig ismertetett modellekben a kormányzati szektor – produktív tevékenysége – figyelmen kívül lett hagyva. Tegyük fel, hogy az *államháztartás (o) produktív*, vagyis a termeléshez hozzájárul, például infrastrukturális beruházások formájában:

$$Y = k^\alpha o^\beta = k^{\frac{\alpha}{1-\beta}} \tau^{\frac{\beta}{1-\beta}}, \text{ ahol: } \alpha, \beta > 0, \alpha + \beta < 1$$

Ekkor a konvergencia sebessége exogén technológiai haladás nélkül (Angelos, 2003):

$$\lambda = \left(1 - \frac{\alpha}{1-\beta}\right)(\delta + n) \quad (3.13)$$

A *konvergencia sebességét* – hasonlóan például a *human tőkéhez* – a *produktív kormányzati szektor is lassítja*: magasabb rugalmasság (β) lassabb felzárkózással párosul.

Integráció és növekedés

Kutan és Yigit (2007) az *integráció és a gazdasági növekedés* kapcsolatának feltérképezésekor az alábbi termelési függvényt alkalmazta:

$$\frac{Y_{it}}{\theta_{it}} = K_{it}^\alpha (A_{it} L_{it} Z_{it})^{1-\alpha},$$

ahol: θ a hatékonyság/hatékonytalanság fokát jelöli (a termelési tényezők árai mennyire egyeznek meg a határtermékükkel), Z pedig a tőkét javító innováció, nem megfigyelhető sztochasztikus folyamat formájában: $\log(Z_{it}) = z_{i0} + \varsigma_i t + u_{zit}$, ahol: ς az innováció – diffúziójának – üteme, azaz az integráció erősödéséből származó termelékenységjavulás.

Ekkor a konvergencia sebessége: (Kutan-Yigit, 2007)

$$1 - \lambda \approx (1 - \alpha)(n + g + \delta + \varsigma - h) \quad (3.14)$$

Azaz a *felzárkózás gyorsulásához vezet az integráció erősödése* az új ötletek, technológia megjelenésén keresztül. Az eredmények értelmezésekor azonban óvatosan szabad eljárunk, ugyanis a kapcsolat a valóságban nem feltétlenül lineáris (lásd: 3.3-as alfejezet).

*Nyitott gazdaság feltételezése*¹⁹

Tegyük fel, hogy a *gazdaság nem zárt*: külföldi működőtőke áramolhat az országba, ami a belföldi tőke határtermékének ($\alpha k^{\alpha-1}$) és a világpiaci hozamnak (ρ) függvénye; az FDI hozama az újrabefektetett jövedelem részét képezi. A külkereskedelmi mérleg hiánya:

$$\nu(\alpha k^{\alpha-1} - \rho)^m, \text{ ahol: } \nu, m > 0$$

A konvergencia sebessége a nyitott gazdaságban (Duczynski, 2003):

$$\lambda = (1 - \alpha)(\delta + g + n) + \nu(1 - \alpha) \frac{\rho}{k^*} m(\alpha k^{*\alpha-1} - \rho)^{m-1} \quad (3.15)$$

Ha $m > 1$, akkor a konvergencia sebessége megegyezik a Solow-modellben ismertetettel, míg ha $m < 1$, a felzárkózás üteme a végtelenbe tart, a gazdaság a steady state alatt van. Ez utóbbi azzal magyarázható, hogy a nyitott gazdaságot feltételező neoklasszikus alapmodellekben az érintett gazdaság zérus reakcióidő alatt kerül az egyensúlyi állapotba, így a konvergencia rátája a végtelenbe tart. Ez kiküszöbölhető tranzakciós költségek beiktatásával, illetve különböző típusú tőkejavak esetén azok

¹⁹ A nyitott és a zárt gazdaságokra vonatkozó eredmények összehasonlíthatók például Birchenall (2008) tanulmánya alapján.

helyettesíthetőségére vonatkozó korlátozással (Nemeskéri, 2003). Egy további megoldást jelenthet a következő paraméterrestrikció alkalmazása: legyen $m = 1$, ekkor ugyanis (Duczynski, 2003):

$$\lambda = (1 - \alpha)(\delta + g + n) + \nu(1 - \alpha) \frac{\rho}{k^*} \quad (3.16)$$

A tőke mobilitásának biztosítása gyorsabb felzárkózáshoz vezet, mint az alapmodellben. A konvergencia gyorsulása akkor jelentős, ha a külkereskedelmi egyenleg hiánya viszonylag nagy a kibocsátáshoz képest (Duczynski, 2003). A kedvezőbb konvergenciatulajdonság azzal magyarázható, hogy a fejlődő gazdaságokban a tőke magasabb határterméke külföldi FDI-t vonz be. A munkaerő-mobilitás biztosítása szintén gyorsabb felzárkózáshoz vezet (Barro-Sala-i-Martin, 2004).

Nyitott gazdaság feltételezése humán tőke, részleges tőkemobilitás, endogén megtakarítási ráta és improduktív kormányzat mellett

Nemeskéri tanulmánya (2003) alapján a humán és a fizikai tőke közötti asszimetriával is kiküszöbölhető, hogy a végtelenbe tart a konvergenciasebesség *nyitott növekedési modellnél*, sőt, e megközelítésben nem lesz kiugróan gyors a felzárkózás üteme sem. A kiterjesztett modellben a szerző azt feltételezi, hogy a hitelállomány nagysága nem lehet nagyobb, mint a fizikai tőkeállomány, azaz hitelfelvételi biztosíték csak a fizikai tőke lehet.

Felhasználva, hogy a fizikai tőke nettó hozama megegyezik a világpiaci kamatlábbal, illetve az átmenet egyenletét felírva, az alábbi konvergenciasebesség adódik:

$$2\lambda = \left[\zeta^2 + 4 \left(\frac{1 - \varepsilon}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta g) \left(\frac{(\rho + \delta + \theta g)}{\varepsilon} - (n + g + \delta) \right) \right]^{1/2} - \xi, \quad (3.17)$$

$$\text{ahol: } \xi = \rho - n - (1 - \theta)g > 0, \varepsilon \equiv \frac{\eta}{1 - \alpha}, \alpha + \eta < 1$$

Hasonlóan az előző alfejezetben ismertetett eredményekhez, a *nyitott gazdaság ezúttal is gyorsabb konvergenciasebességet implikál*, ugyanis $\varepsilon < \alpha + \eta$. A Ramsey-modellhez hasonlóan a konvergencia üteme egyszerűsíthető konstans megtakarítási ráta mellett, ekkor:

$$\lambda = (1 - \varepsilon)(\delta + g + n) \quad (3.18)$$

A népesség növekedési ütemének endogenizálása

További modellbővítések irányulhatnak a *népesség növekedési ütemének endogenizálására*, például a következő formában (Fanti-Manfredi, 2003):²⁰

$$n = n_s k_t^\alpha$$

A népesség növekedési üteme függ egy exogén paramétertől (n_s) és a tőkeállománytól. Az összefüggés hátterében az áll, hogy magasabb tőkeállomány magasabb jövedelmekhez és bérekhez vezet, ami ösztönzőleg hat a munkakínálatra. Ez a szemlélet Malthus koncepcióján (Malthus, 1992; első kiadás: 1798) alapul. A tőkeállomány dinamikája a népesség endogén növekedési üteme mellett Cobb-Douglas termelési függvényt feltételezve (legyen $g = \delta = 0$) (Fanti-Manfredi, 2003):

$$\dot{k}_t = \dot{k}(k) = s k_t^\alpha - n \cdot k_t = s k_t^\alpha - (n_s k_t^\alpha) \cdot k_t = s k_t^\alpha - n_s k_t^{1+\alpha}$$

A továbbiakban a kiterjesztés konvergenciára gyakorolt hatását térképezem fel. Alacsony jövedelmű gazdaságokban $k_t^{1+\alpha}$ is alacsony, vagyis a tőkeállományt csökkentő tétel és a beruházások is relatíve alacsonyak. A növekedéssel párhuzamosan viszont $k_t^{1+\alpha}$ relatíve magas lesz. Normáljuk a változókat:

$$\frac{\dot{k}_t}{k_t^\alpha} = \frac{s k_t^\alpha - n_s k_t^{1+\alpha}}{k_t^\alpha} = s - n_s k_t$$

Ezúttal (szemben a Solow-moddal) nem az amortizációs tételek, hanem a beruházási ráta konstans. Az egyensúly felé tartó konvergenciát most az biztosítja, hogy magas jövedelemnél magas, míg alacsonynál alacsony az amortizációs tétel nagysága. A Solow-moddalnál a normált növekedési ütem:

$$\frac{\dot{k}_t}{k_t^\alpha} = \frac{s k_t^\alpha - n k_t}{k_t^\alpha} = s - n k_t^{1-\alpha}$$

²⁰ A munkakínálat további megközelítésekben is formalizálható. Becker (1981) azt a magatartást modellezi, hogy a háztartások a jövedelem növekedésével kevesebb gyereket vállalnak. De a lakosság viselkedése más formában is endogenizálódhat: az *OLG-modellekben* (Diamond, 1965) a gazdasági szereplők (jellemzően a háztartások) már nem örökké, hanem egy adott időperiódusig élnek – e modellek során azonban gyakran nem hatékony az egyensúlyi állapot, mivel sérül az első jóléti tétel.

A két átmenetet összehasonlítva azt láthatjuk, hogy ha $k_t^{1-\alpha} < k_t$, akkor a *konvergencia sebessége gyorsabb*, ellenkező esetben viszont lassabb, mint az eredeti Solow-modellben. Mivel $0 < \alpha < 1$, ezért ha α alacsony, akkor a különbség is relatíve kicsi lesz a két modell között – hiszen ekkor: $k_t^{1+\alpha} \approx k_t$. Az eredményekből az is következik, hogy ha $k_t < 1$, akkor $k_t^{1-\alpha} > k_t$, míg ha $k_t > 1$, akkor $k_t^{1-\alpha} < k_t$. Ez az összehasonlítás bár elég technikai, azt is szemlélteti, hogy endogén népességnövekedés mellett a relatív szegényebb gazdaságok lassabban, míg a relatív fejlettebbek gyorsabban zárkózhatnak fel. Intuitíve az is látható, hogy a kiterjesztett modellben alacsonyabb lesz a steady state szintje, hiszen az amortizációs tételek nagysága magasabb a bővített modellben.

3.2 Endogén növekedésméletek

3.2.1 Az endogén növekedés definiálása

A nyolcvanas években – jelentős mértékben Romer (1986) munkájának köszönhetően – az *endogén növekedésméletek* terjedtek el, amelyek több elemi aspektusból is különböztek a neoklasszikus modellektől. Az új irányzat megjelenésének fő oka az volt, hogy a rövidtávú ciklikus ingadozások vizsgálata (amely felértékelődött a kőolajválságok következtében) mellett a hosszú távú tendenciák kutatása ismét a figyelem középpontjába került. Vagyis elterjedt az a nézet, hogy a rövidtávú ingadozásokat egy hosszú trend mentén célszerű vizsgálni.

A neoklasszikus modellekkel szemben a fő kritika az volt, hogy a gazdasági növekedés központi tényezője exogén maradt: a hosszú távú növekedést kizárólag a technológiai haladás magyarázza. Ezért a technológiai haladást Solow reziduumnak, illetve a tudatlanság koefficiensének (Balogh-Streeten, 1963) is nevezték, illetve nevezik²¹. Vagyis éppen az a tényező maradt exogén az elméletekben, amelyet igazából mérni, megérteni szerettünk volna. A technológiai haladás jobb megértése azért is fontos, mert mintegy 40%-át magyarázhatja a gazdasági növekedésnek (Weil, 2012).

Ebből kifolyólag a további növekedésméleti kutatások arra irányultak, hogy a technológia növekedését valamilyen formában endogenizálják a kutatók (Valentinyi, 1995). Az endogén növekedésméletek keretei között számszerűsíthető számos tényező (például kutatás- és fejlesztés, transzferek, oktatási kiadások, verseny és nyitottság)

²¹ A technológiai haladás egy másik gyakori elnevezése a teljes tényező termelékenység (TFP).

hatása, amelyek befolyásolhatják a technológiai haladást, és azon keresztül hosszú távon a gazdasági növekedést is.

A Solow-modellnél a tőke csökkenő határtermékére vezethető vissza, hogy feltételes konvergenciát indukál a neoklasszikus alapmodell. Az endogén modellekben a tőke hozadéka viszont tipikusan már nem csökkenő, ami divergenciát eredményez. Ha a tőke határterméke csökkenő, akkor szemi-endogén, ha pedig konstans, akkor tényleges endogén modellt kapunk. Növekvő határtermék esetében extrém modelltől van szó. Több konstrukcióval is biztosítható, hogy ne legyen a tőke határterméke csökkenő; mely tipikusan a mikro- és makroszintek megkülönböztetésével, bizonyos externális hatások bevonásával történik. A humán tőkére például tekinthetünk úgy, mint egy növekvő hozadékat generáló „befektetésre”, hiszen ha valaki már megtanult/kifejlesztett egy eljárást, azt más is fel tudja majd használni.

Összességében elmondható, hogy bár jelentős különbségek figyelhetők meg a neoklasszikus és az endogén modellek között, a hagyományos szemléletmódot megtartották az endogén elméletek. Új módszertani apparátus alapján próbáltak meg ugyanis a kutatók időszerű problémákat megvizsgálni az új növekedéselméletek keretében (Meyer, 1995).

3.2.2 A termelési függvény módosítása

Fontos leszögezni, hogy a technológia endogenizálása, vagy pusztán a divergencia ténye alapján nem beszélhetünk endogén növekedésről. A konvergenciatulajdonságra sokkal inkább úgy kell tekintenünk, mint egyfajta konklúzióra, kimenetre. Elméletileg akkor beszélhetünk endogén növekedésről, ha az egyensúlyi állapotban pozitív (és nem exogén) növekedést kapunk, míg technikailag az Inada-feltételek megsértése jelent egyfajta vízvázasztót a kétfajta modellcsalád között.

CES termelési függvény

Tegyük fel, hogy minden kiinduló feltétel változatlan a neoklasszikus alapmodellhez képest, csupán a termelési függvény alakját módosítjuk.

A Solow-modellben a tőke és a munka közötti helyettesítési rugalmasság egy egységnyi, vagyis ha például a reálértelemben vett árak (a reálbérek a reálkamatokhoz viszonyítva) 1%-kal emelkednek, akkor a tőke/munka arány is pontosan 1%-kal fog növekedni. Vagyis az árnövekedést teljes mértékben ellensúlyozza a visszafogottabb munkakereslet. Az úgynevezett *konstans rugalmasságú (CES) termelési függvény*

esetében nem konstans a helyettesítési rugalmasság, akár tökéletesen helyettesíthetik, vagy kiegészíthetik egymást a termelési tényezők. A CES termelési függvény általános alakja (Barro-Sala-i-Martin, 2004:68):

$$Y_t = f(K_t, L_t) = A \left[a(bK_t)^\psi + (1-a)((1-b)L_t)^\psi \right]^{\frac{1}{\psi}}, \text{ ahol } 0 < a, b < 1.$$

Legyen $0 < \psi < 1$, ekkor az Inada-feltételek nem teljesülnek maradéktalanul, hiszen:

$$\lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = Aba^{\frac{1}{\psi}} > 0, \text{ ahol: } k \text{ az egy főre jutó tőkeállományt jelöli.}$$

Vagyis *ha csupán a termelési struktúrán módosítunk, már akkor is endogén növekedést kaphatunk*, aminek mértéke esetünkben (Barro-Sala-i-Martin, 2004:70):

$$\gamma_k^* = sAba^{\frac{1}{\psi}} - (n + \delta) > 0$$

A konvergencia sebessége pedig (Barro-Sala-i-Martin, 2004:71):

$$\lambda = \left[1 - a \left(\frac{bsA}{n + g + \delta} \right)^\psi \right] (n + g + \delta) \quad (3.19)$$

Láthatóan az úgynevezett CES-függvénynek egyik speciális esete a Cobb-Douglas függvény, hiszen ha $\psi = 0$ és $a = \alpha$, akkor visszakapjuk az eredeti összefüggéseket. A konvergencia sebességét csökkenti a munka és a tőke magas helyettesíthetősége, a technológia szintje és a megtakarítási ráta. E tényezők magas szintje azt implikálja ugyanis, hogy az adott gazdaság az egyensúlyhoz közelebb van, ami a konvergencia sebességére negatívan hat. A hagyományos változók szintén befolyásolják a felzárkózást.

Összességében azt is megállapíthatjuk, hogy a tőke hozadéka elfedhet számos hatást: a humán tőke mellett többek között a megtakarításokat és a helyettesítési rugalmasságokat is magában hordozhatja.

A termelési szerkezet endogenizálása

A továbbiakban egy másik modellt is vázolok röviden, amely endogén növekedést eredményez bizonyos kiinduló feltételek mellett, a termelési függvény módosításán keresztül.

A tőke és a munka hozadéka, azaz a termelési függvény paraméterei tipikusan exogének a növekedési elméletekben. A gyakorlatban azonban egyáltalán nem valószínű, hogy a *termelési szerkezet* változatlan: egyes ágazatokba irányuló támogatások, adókedvezmények, szektorspecifikus adók, illetve az ágazatspecifikus eltérések (pl. a humán tőkében megfigyelhető különbségek) is jelentős eltérésekhez vezetnek. Defináljuk az alábbi termelési függvényt (Ligeti, 2002):

$$Y_t = AK_t^{\alpha_t} L_t^{1-\alpha_t}$$

Ahol:

$$\alpha_t = 1 - \frac{1}{\frac{K_t}{L_t}} = 1 - \exp\left[-\ln\left(\frac{K_t}{L_t}\right)\right] = 1 - \exp[-\ln(k_t)]$$

$$\ln\left(\frac{K_t}{L_t}\right) = \ln(k_t) > 0 \Leftrightarrow k > 1; 0 < \alpha_t < 1, \forall t$$

Tehát a tőke mennyisége meghaladja a munkáét, vagyis az adott gazdaság viszonylag fejlett. A tőkeállomány részesedése növekvő a termelésben, ami többek között az automatizáltság növekedésével függhet össze. Ekkor a feltételes konvergencia sebessége (Ligeti, 2002):

$$\lambda_k = sk^{\frac{1}{k^*}-1} (1 - \ln k^*) \quad (3.20)$$

Ahol a tőkeállomány növekedési üteme:

$$\gamma_k = sA \frac{1}{k^*} k^{\frac{1}{k^*}-1} - (n + \delta) = 0, \text{ feltéve}^{22}, \text{ hogy:}$$

$$sA \exp\left(\frac{-1}{e}\right) < n + \delta \text{ és } 1 < k_1^* < e; \text{ ahol } k_1^* = k^* \text{ a stabil egyensúlyt jelöli}$$

A konvergencia sebessége tehát függvénye a megtakarításnak. Mivel a tőkeállomány egyensúlyi értékétől függ a konvergencia üteme, ezért egy az egyben nem hasonlíthatók össze az eredmények a korábban ismertettekkel. Ugyanakkor

²² A modellben instabil, illetve endogén növekedést kapunk, amennyiben a kritériumok nem teljesülnek.

elmondhatjuk, hogy ha a tőke egyensúlyi szintje 2 egységnyi, akkor megkapjuk az empirikus vizsgálatokból gyakran nyert 2% körüli ütemet. (Ligeti, 2002)

3.2.3 AK-típusú modellek főbb jellemzői

Az endogén alapmodell

Tekintsük az alábbi, úgynevezett *AK-típusú endogén alapmodell* termelési függvényét, ami elsősorban Romer (1986), Lucas (1988), Arrow (1962) és Sheshinski (1967) munkásságán alapul:

$$Y = AK$$

AK-konstrukciót többféleképpen kaphatunk. Láttuk az előző alfejezetben, hogy a humán tőke bevonása során a tőke hozadéka magasabb lesz, vagyis K a humán tőkét is magába foglalhatja. Ekkor α együtthatója az empirikus megfigyeléseknél magasabb, akár 1 is lehet.

Definiáljunk ismét Cobb-Douglas termelési függvényt:

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha}, \text{ ahol } 0 < \alpha < 1$$

Tegyük fel, hogy a technológia az aggregált tőke függvénye, vagyis a munkakiterjesztő technológiai haladás a tőkével való ellátottságtól függ. Ezt a konstrukciót termelői externálián alapuló növekedési modellnek nevezik. Legyen a termelési függvény:

- Mikro- (vállalati) szinten: $Y_{i,t} = K_{i,t}^\alpha (A_t L_{i,t})^{1-\alpha} = K_{i,t}^\alpha (K_t^\phi L_{i,t})^{1-\alpha}$
- Makro- (aggregált) szinten: $Y_t = K_t^\alpha (K_t^\phi L_t)^{1-\alpha} = K_t^{\alpha+\phi(1-\alpha)} (L_t)^{1-\alpha}$

A termelői externálián alapuló modellt „learning by doing” modellnek is nevezik. Az elnevezés arra utal, hogy a munkaerő képzetlenebb lesz egyrészt azért, hogy több/újabb/jobb tőkeállomány áll rendelkezésére. Másrészt azért is, mert a munkavállaló új képességeket sajátít el a munkavégzés során, ami kizárólag az övé lesz, vagyis magával viheti egy másik munkahelyre is. Az előbbi egy közvetlen, az utóbbi egy közvetett hatásnak felel meg (Sorensen et. al., 2005).

Az innováció közjószág, amely valamennyi vállalat számára költségmentesen, azonnal hozzáférhető. Tehát a reprezentatív vállalat számára a technológia, az aggregált

tőkeállomány adottság, mivel túl „kicsi” ahhoz, hogy befolyásolja azt. Ezért mikroszinten a csökkenő határtermék továbbra is érvényesül. Miután a vállalati beruházások nem csak az adott, beruházó vállalatok kibocsátását, hanem tovagyrűző hatásként (a technológiai haladáson keresztül) az összesített termelést (beleértve a beruházó cégekét) is növelik, ezért aggregált szinten a tőke hozadéka már nem feltétlenül csökkenő.

Tegyük fel, hogy $\phi = 1$, ekkor az aggregált termelés:

$$Y_t = K_t (L_t)^{1-\alpha} = AK_t, \text{ ahol: } L_t^{1-\alpha} = A_t$$

Tehát a tőkeállomány és a technológia járul csak hozzá a termeléshez (mindkettő hasznos). A tőke hozadéka egységnyi, a mérethozadék pedig növekvő. Legyen zérus a technológiai haladás ($g = 0$) és fejezzük ki a változókat egy főre vetítve:

$$f(k_t) = \frac{Y_t}{L_t} = y_t = Ak_t$$

A (3.2)-es egyenletből kiindulva a tőkeállomány dinamikája esetünkben:

$$\dot{k}_t = sf(k_t) - (n + \delta)k_t$$

Fejezzük ki a tőkeállomány arányában a változás mértékét:

$$\frac{\dot{k}_t}{k_t} = \frac{sf(k_t)}{k_t} - (n + \delta) = \frac{sAk_t}{k_t} - (n + \delta)$$

Tehát az egy főre jutó tőkeállomány növekedése:

$$\frac{\dot{k}_t}{k_t} = sA - (n + \delta)$$

A Solow-modellben az $sf(k)$ függvény csökkenő ütemben növekszik (a tőke pozitív, csökkenő határterméke miatt), így mint láthattuk, az $sf(k)/k$ függvény is csökkenő, míg az amortizációs tag konstans – következésképp feltételes konvergencia figyelhető meg egy stabil, egyensúlyi állapothoz.

Ezúttal azonban *nem figyelhető meg feltételes konvergencia*, mivel az $sf(k)/k$ függvény nem csökkenő (a tőke konstans határterméke miatt) és a steady state sem

létezik, így átmenet sem. Ez a (3.6)-os összefüggés alapján is látható, hiszen ha a tőke hozadéka egységnyi, akkor a konvergencia sebessége zérus:

$$\lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta) = (1 - 1)(n + g + \delta) = 0 \quad (3.21)$$

Következésképp, az AK-modell alapján egy gazdaság hosszú távon is képes növekedni exogén technológiai haladás nélkül. Sőt, a megtakarítási rátának és a technológia szintjének változása hosszú távon is befolyásolja a növekedés ütemét, nem csak az egyensúlyi állapot eléréséig.

Nem szükségszerűen következik azonban a modellből divergencia. Vegyük ismét a termelői externálián alapuló termelési függvény kiinduló alakját:

$$Y_t = K_t^{\alpha + \phi(1 - \alpha)} (L_t)^{1 - \alpha}$$

Ha $\phi = 0$, akkor visszkapjuk az eredeti, Solow-modellt. Amennyiben $0 < \phi < 1$, akkor: $\alpha + \phi(1 - \alpha) < 1$. Vagyis bár a mérethozadék növekvő (hiszen: $\alpha + \phi(1 - \alpha) + (1 - \alpha) > 1$), a tőke határterméke csökkenő, ami feltételes konvergenciát és egyensúlyi állapotot implicál. Ezt a típusú növekedést szemi-endogénnek nevezzük. Ugyanis a növekedés bár nem exogén, nem is ténylegesen endogén, mivel nem explicit strukturális változók, hanem a népesség növekedési üteme és a technológiai haladás paramétere determinálja azt. Szemi-endogén növekedés esetén a változók növekedés üteme egyensúlyban (Sorensen et. al., 2005):

$$g_{se} = (1 + n)^{\frac{\phi}{1 - \phi}} - 1, \text{ ahol } n > 0$$

Makrogazdasági következtetések

Az AK-modellek azt implicálják, hogy egyes gazdaságpolitikai beavatkozások, különböző sokkhatások nem csak rövid-, hanem hosszú távon is befolyásolhatják a növekedés ütemét. A neoklasszikus modellekben ezzel szemben a konvergenciatulajdonságok túlságosan erősek, amiből az is következik, hogy például a fiskális és a monetáris sokkok csak rövidtávon hatnak a növekedés ütemére, ami összhangban van a mainstream szemlélettel.

King és Rebello kutatása (1990) alapján például a jövedelemadók 10%-os növelésének jóléti vesztesége 40-szer nagyobb lehet az endogén növekedésméleti alapmodellekben, mint a neoklasszikusokban. Lucas (1990), valamint Stokey és Rebello

(1995) is azonban felhívta a figyelmet arra, hogy precíz modellbeállítások/kalibráció, inputadatok mellett a jóléti különbség kisebb lenne.

Azt is érdemes figyelembe venni, hogy a szemi-endogén modellekben a népesség növekedése pozitívan hat az egy főre jutó GDP hosszú távú növekedésére, amit skálahatásnak nevezünk (Sorensen et. al., 2005). A skálahatás viszont kiküszöbölhető, ha a technológia nem a tőkeállománytól, hanem az egy főre jutó tőkeállománytól függ (Barro-Sala-i-Martin, 2004).

A modellspecifikáció egy további hátránya, hogy ugyan tökéletes versenyt feltételeztünk továbbra is, a spillover hatások eredményeként nem Pareto-hatékony az egyensúly, hiszen egy társadalmi tervező internalizálná az extern hatásokat (Barro-Sala-i-Martin, 2004).

3.2.4 A technológiai haladás komplexebb modellezése

Az AK-keretrendszerben a technológiai haladás bár endogén, közgazdaságtudományi szempontból számos kérdést felvet. Maga a technológiai haladás ugyanis többféleképpen is értelmezhető, így többféleképpen is modellezhető. E kérdéssel a függelékben (9.5.2-es alfejezet) foglalkozom részletesebben. A kiterjesztések során ugyanis az AK-struktúrához hasonló modellt kapunk, amelyekből származó következtetések sokban hasonlítanak az AK-modellnél ismertetethez. A továbbiakban ezért csak egy ilyen modellel fogok foglalkozni.

Érdemes ugyanakkor megjegyezni, hogy bár a bővített endogén modellek jellemzően divergenciát implikálnak, gyakran kiterjeszthetők oly módon, hogy a feltételes konvergencia teljesüljön. Ilyen megoldási technika például az, hogyha a közbülső termék helyett immobil állóeszközt feltételezünk (Barro-Sala-i-Martin, 2004), vagy az AK-modellt térbeli korrelációval egészítjük ki (Boucekkine et. al., 2013). Akkor is teljesülhet a feltételes konvergenciára vonatkozó hipotézis, ha a kezdeti jövedelemszint korrelál az egyes szektorok közötti egyensúlytalanság mértékével (Barro, 1989; Mankiw et. al., 1992).

A technológia diffúziója

Függetlenül attól, hogy hogyan is definiáljuk a technológiai haladást, felmerülhet bennünk, hogy *mennyire gyorsan/lassan terjed a technológia*. Mivel azok az országok, amelyek lemásolják a fejlettebb országok technológiai vívmányait, jellemzően kevesebb költséggel szembesülnek, mintha kifejlesztették volna az adott technológiát, ezért a

konvergencia sebességének gyorsulásához vezet a technológia diffúziója (Barro-Sala-i-Martin, 2004). Az is lehetséges elméletileg, hogy nem jár pótlólagos költséggel a technológiai átvétele, ami szintén kedvez a konvergenciafolyamatoknak. Szintén megjegyzendő, hogy a követő gazdaság az innováció kockázatától is lényegében mentesül, ráadásul tipikusan sokkal gyorsabb a technológia lemásolása, mint annak kifejlesztése. Ugyanakkor azt is figyelembe kell venni, hogy egy ország mennyire van távol a technológiai lehetőségek határától. Vegyük például az alábbi modellspecifikációt (Boulhol, 2004):

$$\frac{\dot{A}_i}{A_i} = \frac{\dot{A}_{ben}}{A_{ben}} + \frac{\dot{x}_i}{x_i} + \frac{\dot{b}_i}{b_i} = g - c_i + \frac{v_i(1-b_i(0))}{e^{v_{i,t}} - (1-b_i(0))}$$

A modellben a technológiai haladás három részre bontható: a benchmark/klasszikus TFP-növekedés (g), technológiai lemaradás a benchmark gazdaságtól (c_i) és a technológia diffúziója, ami az alábbi összefüggésből származik:

$$\dot{b}_{i,t} = v_i(1-b_{i,t})$$

Vagyis a TFP diffúziója, a technológia felzárkózása a v_i együtthatónak köszönhető. Ekkor egy adott gazdaság egy főre jutó növekedése (Boulhol, 2004):

$$\begin{aligned} \frac{\text{Log} y_i(t) - \text{Log} y_i(0)}{t} = & -\frac{1-e^{(1-\alpha-\beta)(n_i+g+\delta-c_i)t}}{t} \cdot \text{Log} \frac{y_i(0)}{a_i(0)A_{ben}(0)} + \frac{1-e^{(1-\alpha-\beta)(n_i+g+\delta-c_i)t}}{t} \cdot \\ & \cdot \text{Log} \left[\frac{(s_i^K)^\alpha (s_i^H)^\beta}{(n_i+g+\delta-c_i)^{\alpha+\beta}} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} + g - c_i + \frac{1}{t} \text{Log} \frac{1-b_i(0)e^{-v_{i,t}}}{b_i(0)} \end{aligned}$$

A növekedés egyrészt a hagyományos, a tőkeállományt pozitívan és negatívan befolyásoló paraméterektől függ. Másrészt miután a változók egy főre vannak vetítve, a technológiai haladás is hat a növekedés ütemére. Harmadrészt, lényegében a hagyományos konvergenciasebességtől is függ az adott gazdaság növekedése:

$$\lambda_i = (1-\alpha-\beta)(n_i+g+\delta-c_i) \quad (3.22)$$

Negyedrész a technológia diffúziója is pozitívan hat a növekedésre:

$$f_{v,t}(b_i(0)) = \frac{1}{t} \text{Log} \frac{1-b_i(0)e^{-v_{i,t}}}{b_i(0)}$$

A modell eredményei lényegében azonosak a humán tőkével kiterjesztett Solow-modellel abban az esetben, ha az érintett gazdaságok a termelési lehetőségeik határán vannak ($b_i = 1$), azonos a termelékenységük kiinduló szintje, és nincsen technológiai lemaradásuk a benchmark gazdasághoz képest sem. (Boulhol, 2004)

A *technológia diffúziója gyorsabb konvergenciát vetít előre*, mint amit a humán tőkével bővített Solow modellben tapasztalhattunk. Azonban számos szempontot nem vettünk figyelembe. A konvergenciafolyamatokat lényegében az erősíti, hogy a vezető (fejlett) gazdaság magasabb innovációs költséggel szembesül, mint a követő (fejlődő) gazdaság. Vagyis a technológia átvétele kevesebb költséggel jár, mint annak létrehozása. Emellett a technológia diffúziója további csatornákon keresztül is modellezhető: ötletek és termékek imitálása, FDI beáramlása, vagy például tulajdonjogok erősítése. (Barro-Sala-i-Martin, 2004)

3.3 A növekedésméletek szintetizálása

Mivel a neoklasszikus növekedésméletek konvergenciát, az endogén modellek pedig jellemzően divergenciát mutatnak, ezért gyakran készültek vizsgálatok arra vonatkozóan, hogy melyik növekedésmélet írja le jobban az empirikus megfigyeléseket. Egyik oldalról természetes elvárás az elméletekkel szemben azok verifikálása, az empirikus tapasztalatoknak való megfelelés. A másik oldalról viszont számos olyan tényező akad, ami nehezíti a modell gyakorlati tesztelését: nem feltétlenül állnak rendelkezésre a szükséges adatok, vagy ha igen, akkor mérési hiba torzíthatja őket, más lehet azok tartalma, nem-lineáris hatások lehetnek jelen, stb. Ettől függetlenül az elméletek empirikus tesztelése a kutatások szerves része, következésképp, jellemzően azok az elméletek kerülnek előtérbe, amelyek az empirikus eredményeket jobban igazolják. E kérdéskör tudományelméleti és filozófiai kérdéseket is felvet, ezzel azonban nem foglalkozom, mivel távol kerülnénk a vizsgálni kívánt témakörtől.

A közelmúltbeli *empirikus tapasztalatok alapvetően kedveznek a neoklasszikus modellkeretnek*, így azok továbbra is a mainstream modellek alapját képezik. Ez a konvergenciaelméletek vonatkozásában jelentős részben Barro és Sala-i-Martin (lásd: 2.1.3. alfejezet) munkásságának köszönhető, akik feltételes konvergenciát mutattak ki különböző régiók és országok között.

A másik oldalról viszont alapvető *elvárás egy növekedési modellel szemben, hogy „magyarázza a növekedést”*. A technológiai endogenizálásán, vagy a humán tőke

vizsgálatán keresztül a hosszú távú növekedést jobban megérthetjük. Azáltal, hogy a fejlett országok növekedési ütemében nem figyelhető meg jelentős mértékű lassulás az utóbbi évtizedekben, nem feltételezhető, hogy valamennyi fejlődő országban felzárkózás fog bekövetkezni, ami az endogén elméleteknek kedvez. Emellett fontos szem előtt tartani, hogy – mint ismertettem – az endogén modellek kiterjeszthetők oly módon is, hogy a konvergenciatulajdonságok megmaradjanak, ami szintén mutatja azok sokoldalúságát.

Összességében elmondható, hogy fontos szempontnak tekinthető az elméleti modellalkotás és az empirikus tapasztalatok szinergiája. Ennek számos formája lehet a gyakorlatban: például a hosszútávú feltételek kalibrált elméleti összefüggéseken, szakértői várakozásokon alapulhatnak, miközben rövidtávon a hagyományos, hibakorrekcióval kiegészített ökonometriai becslés a meghatározó. A Bayes-i modellek alkalmazása szintén megalapozhatja ezt a szinergiát.

3.3.1 Néhány nem-lineáris hatás felvázolása

A továbbiakban egyfajta összegző-következtető jelleggel olyan megközelítéseket vázolok tömören, amelyek képesek bizonyos körülmények között a felzárkózást, míg más körülmények között a lemaradást magyarázni. Nem-lineáris hatásokat ismertetek első lépésben, amik a konvergenciafolyamatokat erősíthetik azáltal, hogy a fejlődés kezdeti fázisaiban konvergenciát, később pedig divergenciát implikálnak.

Konvergencia és divergencia az integráció függvényében

Az eddig ismertetett modellekben bizonyos kiinduló feltételek mellett konvergenciát vagy divergenciát kaphattunk. Nem foglalkoztunk azonban még olyan elméletekkel, amelyek egyszerre mindkét tendenciát egyfajta szerves fejlődésként mutatják be. Ilyen elméletet mutat be például *Fujita, Krugman és Venables (2001) modellje*²³.

A centrum-periféria elmélet a földrajzi elhelyezkedés központi szerepére hívja a fel a figyelmet: a modellben több (kettő, illetve annak kiterjesztésében három) régió létezik, amelyek kezdetben önellátóak. Tegyük fel, hogy a szállítási költségek csökkennek, ami a kapacitások növekedésén keresztül ösztönzi a kivitelt. A pozitív

²³ *Krugman és Venables modelljei* (1990, 1995) arra is felhívják a figyelmet, hogy a konvergenciafolyamatok alakulása az integráció mértékétől és mélységétől függ (U-elmélet). Az integráció kezdetekor a különbségek növekedése várható, majd később, ahogy az integráció mélyül, illetve erősödik, elkezdnek csökkenni ezek a különbségek (Ferkelt-Gáspár, 2008).

sokkhatásból a térségek eltérően profitálnak: annak lesz nagyobb a nyeresége, amelyben magasabb a feldolgozóipar részaránya. Ha a költségek egy adott szintre süllyednek, akkor megindul a régiók közötti differenciálódás, aminek következtében a feldolgozóipar a központi régióba, a perifériába pedig az egyéb termelő ágazatok kerülnek. Minél nagyobb a feldolgozóipari cikkek aránya, annál valószínűbb a centrum-periféria elrendeződés valószínűsége. Ez a folyamat függőségi viszony kialakulásához vezethet. (Szörfi, 2004)

Abban a régióban, amelyben a feldolgozóipari termelés gyorsabban nő, a bérek is magasabbak lesznek a termelékenység növekedése miatt. Ha a régiók közötti bérkülönbségek meghaladnak egy kritikus szintet, akkor a vállalatoknak megéri áttelepülni egy másik régióba a munkaerőköltségek csökkentése érdekében. Ebben a régióban is a hasonló folyamatok veszik kezdetét azonban, mint az elsőben. (Szörfi, 2004) Vagyis a konvergenciára és divergenciára tekinthetünk úgy, mint egy fejlődési folyamat egyes mérföldköveire, mivel a *régiók között eleinte divergencia-, majd később konvergenciafolyamatok lesznek meghatározóak.*

Az intézmények szerepe a növekedésben

Az integráció és globalizáció mértéke és mélysége mellett például a *demokrácia*, demokratizálódás szintje szintén nem-lineáris hatásmechanizmussal párosulhat. A diktatúra felszámolása minden bizonnyal gyorsítja a gazdasági növekedést, mivel a korlátok megszűnése növeli az életszínvonalat, stabilitást, kiszámíthatóságot és alacsonyabb fokú bizonytalanságot eredményez. Ha azonban a gazdaság eljut a demokratizálódásban egy bizonyos, magasabb szintre, akkor számos olyan hatásmechanizmus is életbe léphet – például szakszervezetek és jóléti szolgáltatások kiugróan magas szintje –, amelyek már a növekedés lassulásának irányába hatnak. (Barro, 2005)

A demokrácia növekedésösztönző, illetve –gátló hatása egyben az intézmények növekedésre gyakorolt hatásmechanizmusát is szemlélteti. Intézmények alatt lényegében olyan szabályokat értünk, amelyek a gazdasági szereplők magatartását befolyásolják. Így a demokrácia olyan pozitív intézményi jellemzők együttesét sűrítetheti, mint például a tulajdonjogok biztosítása és a korrupció elleni küzdelem.

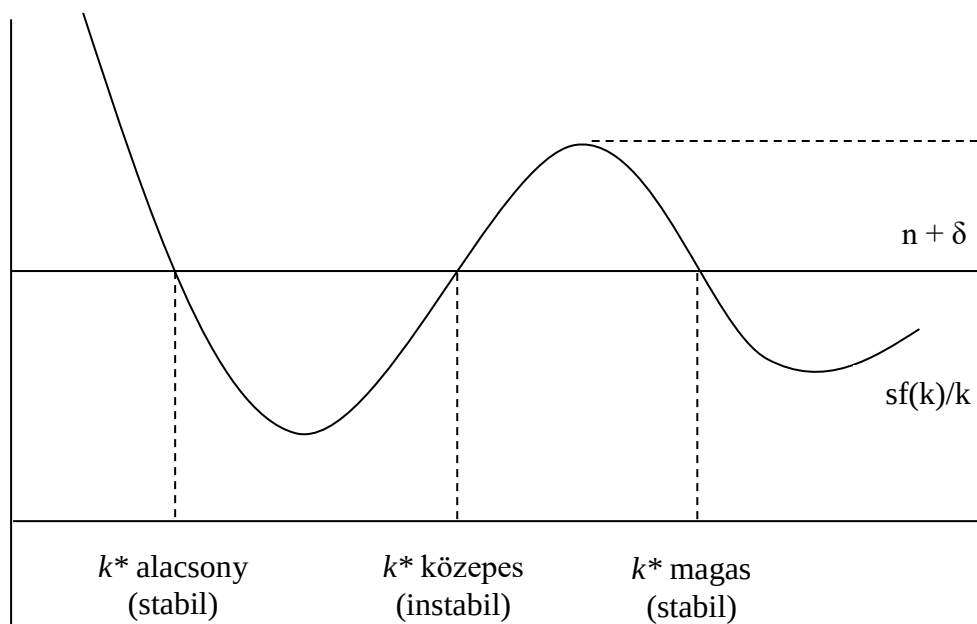
Az intézmények nem-lineáris hatásának egy másik példaként a *pénzügyi piacokat* is tekinthetjük. Többek között Kyle (1984), Levine (1991) és Obstfeld (1994) is rámutat arra, hogy a tőkepiaci likviditás biztosítása serkenti a növekedést a megtakarítások és a

beruházások zökkenőmentesebb összekapcsolásán keresztül. Ugyanakkor a fejlett tőkepiaci struktúra erősíti az információs aszimmetriát, ami a megtakarításokra is negatívan hathat (Kim-Heshmati, 2014). A spekulációs aktivitásra is katalizátorként hathatnak az intézmények, amik a válság kialakulását, azaz a gazdaságok ciklikus pozícióját is erősíthetik. Kim és Heshmati (2014) ismertet egy ökonometriai modellt, ami alátámasztja a pénz- és tőkepiacok negatív hatását. Viszont ha a gazdaságokban magas a feldolgozóipar súlya, akkor ez a hatás már pozitív tartományba fordul.

Viszonylag ad-hoc módon bővíthetők a formalizált makromodellek úgy, hogy az intézmények konvergenciafolyamatokra gyakorolt pozitív hatását érzékeltethessük. A hatásmechanizmusok nem-lineáris jellege és az intézmények sokrétű szerepe miatt gyakran az ökonometriai, illetve a kisebb, szektorspecifikus modellezési irányok kerülnek előtérbe. Ezekkel a kérdésekkel, illetve a fundamentális növekedési faktorok szerepével a függelék 9.5.3. alfejezetében foglalkozom.

Szegénységi csapda

A nemzetközi transzferek nagysága sem feltétlenül lineáris. Elképzelhető, hogy kisebb összegű támogatások hatása nem szignifikáns, miközben ha azok nagyságrendje elér egy kritikus tömeget, akkor az arányosnál sokkalta erőteljesebb hatást generálnak a transzferek. E problémakört jól szemlélteti a szegénységi csapda:



5. ábra: Szegénységi csapda

Forrás: Barro-Sala-i-Martin (2004) alapján

A neoklasszikus modellekben a tőkeállomány határterméke csökkenő, következésképp az egyensúly stabil és konvergenciára kerül sor. A fejlődő országok gyakran a mezőgazdaságot fejlesztik, így az agrárium hozzáadott értékének növekedése jellemzően nagyobb mértékben járul hozzá a GDP változásához, mint a fejlettebb gazdaságokban. A fejlődő országok esetében a tőke csökkenő határterméke azt jelenti, hogy a pótlólagos mezőgazdasági beruházások több jövedelmet, munkahelyet generálnak, mint a magasabb jövedelmű országok esetében. Tehát a neoklasszikus modell magyarázatot adhat arra, hogy ezek a fejlődő gazdaságok miért növekednek gyorsabban.

Azonban az egyensúlyi pontban a tőkeállomány szintje alacsony, így szegénységi csapdával állunk szemben. Ez azt jelenti, hogy miután egy alacsony tőkeállomány felé tartanak az érintett fejlődő gazdaságok, többek között magasabb összegű megtakarításokkal/beruházásokkal/támogatásokkal (amelyek biztosítják, hogy k^* közepes állományú lesz) érhető el az új egyensúlyi pont. Ez azt is jelenti, hogy például „kisebb” összegű nemzetközi transzferek nem feltétlenül elégségesek ahhoz, hogy az érintett gazdaságok az egyik pályáról a másikra „ugorjanak” és az új, magasabb egyensúlyhoz tartsanak. Következésképp, a gazdaságok automatikusan a régi pálya felé konvergálnának (k^* alacsony), kivéve akkor, ha valamilyen impulzus át nem billentené az országokat az új pályára. Ez a jelenség nem újkeletű, többek között Kuznets (1930), Gerschenkron (1952) és Abramovitz (1956) is megfogalmazta korábban, hogy ha a kevésbé fejlett gazdaságok lemaradása nem számottevő, feltehetően²⁴ fel fognak zárkózni.

Az új pályára való átállás más formában is megvalósulhat. Egy sikeres felzárkózó, fejlődő gazdaság a mezőgazdaság helyett más ágazatokat részesít előnyben: az ipart, illetve a későbbiekben a szolgáltatásokat fogja fejleszteni. A szekunder és a terciér szektorokba irányuló beruházások növekvő mérethozadékot is generálhatnak, ami az endogén modellek létjogosultságát támasztja alá. Következésképp, ez az egyensúly (k^* közepes) már nem stabil, ugyanis az idő előrehaladtával többféle kimenet is elképzelhető.

Egyrészt lehetséges, hogy kimerülnek az erőforrások és ismét csökkenő határterméket kapunk, ami ismét stabil egyensúlyt teremt (k^* magas) és (feltételes)

²⁴ Kivéve akkor, ha egy teljesen új innováció nem jelenik meg a vezető ország technológiájában (Ligeti, 2002).

konvergenciát indukál. Másrészt az is elképzelhető, hogy az erőforrások nem merülnek ki és hosszú távú növekedésre kerül sor anélkül, hogy bármilyen egyensúlyi pontba is tartana a gazdaság. Ez utóbbi folyamatot a szigorú endogén modellek magyarázhatják.

További nem-lineáris hatások

Kuznets (1955) elmélete alapján is magyarázható, hogy az egyenlőtlenség a fejlődés kezdetei szakaszában miért növekedhet. Kuznets azzal érvelt, hogy a gazdasági növekedés a tudás, illetve a fizikai tőke hozadékát emeli, hiszen a technológia haladás vezérli a növekedést, amihez a magasabb minőségű humán és fizikai tőke jobban tud adaptálódni. Mivel a magasabb minőségű termelési tényezők a jövedelemeloszlás felső szegmensében elhelyezkedő kapacitásokra hatnak leginkább, ezért a *hozadékok emelkedése növeli a divergenciafolyamatokat*. A technológiai haladás lassulása, a migráció, illetve a kevésbé képzett munkaerőállomány továbbképzése azonban a konvergencia irányába hat. (Weil, 2012)

Számos további, nem lineáris hatás létezhet még, melyek zömmel szintén az intézményekkel függhetnek össze. Gondolhatunk egyrészt a *kereskedelmi liberalizáció* növekedésösztönző hatása mellett annak potenciális, növekedésgátló hatására az erőforrások túlzott versenye következtében (Goo-Park, 2007), másrészt pedig például a *kormányzati kiadásokra*. Alapvetően azt feltételezhetjük, hogy a túlméretezett állam gátolja a növekedést: diktatúrához hasonló állapotot teremthet, sérülhetnek az intézmények (például tulajdonjogok), az uralkodó elit túlzottan sok erőforrást vonhat a magánszférától, kiszoríthatja a magántőkét, stb. Ez azonban nem jelenti azt, hogy a kormányzati kiadások nem lehetnek produktívak. A kormányzati beruházások serkenthetik a növekedést, például az infrastrukturális fejlesztések ösztönözhetik a működőtőke beáramlását az érintett régióba, a rendvédelmi erők fenntarthatják a gazdaság stabilitását, stb.

3.3.2 A paraméterrestrikciók hatásainak illusztrálása

Egy szimulációs kísérlet

Az AK-modellnél láthattuk, hogy a paraméterrestrikciók függvényében visszakaphatjuk a Solow-modellt, de szemi- vagy teljesen endogén modellt is képezhettünk. Tehát az a tény, hogy milyen következtetésre jutunk a növekedésméletek alapján nagyrészt a paraméterértékektől, paraméterrestrikcióktól függ. Ha a tőkeállományba nem csak a fizikai tőkét értjük bele, akkor – mint ahogy

láthattuk a humán tőkével bővített modellnél – lassabb konvergenciát kapunk. Sőt, akár endogén modellt is kaphatunk, ha a tőke határterméke egységnyi lesz.

A kiinduló paraméterek és feltételek hatását a függelékben (9.5.4-es alfejezet) néhány számítással érzékeltetem. Míg a *Solow-modell viszonylag gyors konvergenciáról tanúskodik a mintapéldában, addig egy szemi-endogén modellkeretben ennél lényegesen lassabb*, több száz éves utolérés is szimulálható. Ebben az esetben pedig valójában a feltételes konvergencia gyakorlati létjogosultsága is erősen megkérdőjelezhető. Ugyanis ha a steady state melletti egyensúlyi növekedésre úgy tekintünk, mint egy hosszú távú determinisztikus trend által leírt folyamatra, akkor a több száz éves felzárkózás esetén nem életszerű azt gondolni, hogy a trend meredeksége, illetve az átmenet közben az utolérés sebessége konstans marad. Ilyen lassú felzárkózás esetén egy sztochasztikus trend feltételezése elképzelhetőbb lehet. Ezekből az is következik, hogy ha nagyon lassú a konvergencia sebessége, akkor gyakorlatilag divergenciához hasonló folyamattal állunk szemben.

4. EMPIRIKUS VIZSGÁLATOK KERETRENDSZERE ÉS LEÍRÓ MUTATÓK

A konvergencia illetve divergencia számos módon interpretálható, így számos módon mérhető. Jelentős különbség az egyes módszerek között, hogy milyen típusú konvergenciafogalomhoz kötődnek. Az elméleti és a statisztikai megközelítések között a fő különbség elsősorban abban rejlik, hogy feltételeznek-e valamilyen egyensúlyi állapotot, illetve egy- vagy több egyensúlyi állapot létezik-e. Ezen túlmenően, a statisztikai jellegű koncepciók lényegében nem kötődnek közgazdasági szempontból releváns konvergenciadefinícióhoz (lásd: 2.2.3-as alfejezet), azaz kisebb vagy nagyobb mértékben eltérnek a definiált fogalmaktól. Ismét hangsúlyoznunk kell azonban, hogy a konvergencia empirikus jelenség, és nem létezik univerzális definíció.

Ökonometria szempontból a konvergenciamutatók három csoportba sorolhatóak:

- Béta-konvergencia
- Eloszláson alapuló konvergencia
- Idősorokon alapuló konvergencia

Ebben és a következő két fejezetben egy-egy módszert kiválasztva készítünk empirikus vizsgálatot. A mainstream mutatók (béta- és eloszláson alapuló konvergencia) mellett egy alternatív mutatót (omega) is ismertetek, ami a béta- és a szigma-konvergenciának egyfajta kombinációjaként is felfogható.

Az egyes mutatószámok becslésekor számos hibaforrással is találkozhatunk. Így az eredmények akkor tekinthetők robusztusnak, ha a különböző mérőszámok alapján hasonló következtetésre juthatunk. Az egyes indikátorok és elméletek szorosan összefonódnak, amit az alábbi táblázat is érzékeltet:

1. táblázat: Konvergenciamutatók- és koncepciók összehasonlítása

Mutató/definíció	Felzárkózás			Egyenlőtlenség csökkenése			Sztocasztikus trend hiánya		
	Abszolút	Feltételes	Klub	Abszolút	Feltételes	Klub	Abszolút	Feltételes	Klub
Eloszláson alapuló konvergencia				X					
Béta-konvergencia	X	X	X						
Idősorelemzésen alapuló konvergencia							X		
Omega konvergencia			X			X			

Forrás: saját készítés

A „X”-ek rögzítésénél a leggyakoribb, tipikus esetekre koncentráltam. Az egyes elméleti koncepciókkal és a közöttük levő összefüggésekkel nem foglalkozom a továbbiakban, azokat ugyanis a 2.2.3-as alfejezetben viszonylag részletesen bemutatam és interpretáltam.

Ami a konvergenciamérőszámokat illeti, a *béta-konvergencia a felzárkózást méri* és regressziós összefüggésen alapul, így könnyen kondicionálható. Az *eloszláson alapuló mutatók az egyenlőtlenséget számszerűsítik*, e megközelítés hátránya azonban az, hogy a feltételes konvergencia mérésére alapvetően nem alkalmasak. A sztochasztikus, idősorelemzésen alapuló mutatók esetében hasonló nehézségek merülhetnek fel, a kondicionálást nehezíti számos tényező.

Idősoros regressziós modelleken alapuló, empirikus indíttatású konvergenciavizsgálatokkal²⁵ az értekezésben nem foglalkozom, csupán 1-1, elméleti jellegű megközelítést ismertetek (lásd: 5.4-es és 7.2-es alfejezetek). Ennek háttérében az áll, hogy ezek a módszerek bár lehetőséget teremtenek a konvergencia/divergencia formális tesztelésére, viszonylag gyengén kapcsolódnak a konvergencia elméleti megközelítéséhez.

Bernard és Durlauf (1996) ugyanis kifejtette, hogy ha egy fejlődő gazdaság konvergál a fejletthez, feltéve, hogy azonos az egyensúlyi állapotuk és a fejlett gazdaság egy főre jutó GDP-je minden időpontban magasabb, mint a fejlődő országé, akkor téves következtetésre juthatunk, ugyanis a folyamatnak nincsen időinvariáns várható értéke. Fejlődő országok esetében ugyanis a gazdaságok tipikusan nagyon távol lehetnek az egyensúlyi állapotuktól, erőteljes felzárkózásuk eredményeként pedig a jövedelmek idősora vélhetően nem lenne statcioner. Így alapvetően fejlett országok közötti vizsgálatokra javasolják az idősorelemzésen alapuló megközelítéseket, melyek során azonban az empirikus vizsgálatok többnyire divergenciát mutatnak. (Durlauf et. al., 2004:63)

Az elméleti jellegű nehézségek miatt a gyakorlatban ezért a kutatók idősorok és keresztmetszeti adatok kombinációját, azaz *paneladatokat* használnak a konvergenciavizsgálatok során. Az értekezésben én is ezt a stratégiát követtem.

²⁵ Idősorelemzésen alapuló vizsgálatot végzett például Constantini-Lupi (2005) és Carlino-Mills (1996). Az idősorok stacionaritásának vizsgálata kiemelten fontos az elemzések során, mert ha az idősorok egységgyök-folyamatot alkotnak, akkor a divergenciának egy szélsőséges esetével állunk szemben (Durlauf et. al., 2004:63).

4.1 A felhasznált adatok rövid ismertetése

A vizsgálatok alapjául szolgáló adatok elsődlegesen a Penn World Table 8.1-es verziójából származnak, 143 országra vonatkozóan 1970 és 2011 között. 1970 előtt is rendelkezésre állnak az adatbázisban adatok, ugyanakkor az országok körét jelentősen szűkítenem kellett volna akkor, hogy ha az időintervallumot tágítottam volna: az 1969-es év tekintetében már csak 109, 1959 esetében pedig 74 országra vonatkozóan állnak rendelkezésre adatok. A relatív magas mintaelemszám fő előnye, hogy a mintaszelekciós torzítás csökkenésének irányába hat. Az országok listáját a függelék 9.3-as alfejezetében tüntettem fel.

A központi mutató, amivel foglalkozom az egy főre jutó GDP alakulása; a bruttó hazai összterméket 2005-ös árakon vettem figyelembe, rögzített, 2005-ös USD-árfolyamon. A mutató a nemzeti számlák módszertana alapján készült, azaz valószínűsíthetően eleget tesz az elszámolás főbb kritériumainak, úgymint az eredményszemléletű számbavételnek, konszolidációnak, stb. A tőkeállományra vonatkozó adatokat is változatlan áron vettem figyelembe, illetve szintén a nemzeti számlák módszertanán alapulnak (azonos a változó mértékegysége, mint a GDP-jé). A tőke mellett népességnövekedési adatokat is felhasználtam.

A számítások során kísérletet teszek a heterogenitás kezelésére, illetve annak különböző formáinak dekomponálására. Egyrészt a számításokat elvégeztem kontinensek szerinti bontásban (5 kontinens-dummy, a benchmark Észak-Amerika). Másrészt aszerint is csoportosítottam a gazdaságokat, hogy az OECD²⁶ (OECD, 2010) és az ENSZ klasszifikációja alapján (United Nations, 2010), hogy fejlődő (LDC²⁷), vagy fejlett országok (OECD) csoportjába tartoznak-e (a benchmark az OECD-csoport). E csoportosítás alapján viszonylag sok ország került volna az egyéb kategóriába, ezért azokat ismét ketté osztottam az alapján, hogy kaptak-e nemzetközi transzfert (ODA²⁸), vagy nem (ODA nélkül). Az ODA/ODA nélküli csoportosítás másodlagos. Harmadrészt aszerint is csoportosítottam az országokat, hogy az említett csoporttagságok hogyan változtak:

²⁶ Organisation for Economic Co-operation and Development (Gazdasági Együttműködés és Fejlesztés Szervezet).

²⁷ Least Developed Countries (Legkevésbé fejlett országok).

²⁸ Official development assistance (Hivatalos fejlesztési támogatások).

2. táblázat: Országcsoporthoz való változás (db) (1970 és 2011)

Országcsoporthoz	Bázisidőszak (1970)	Tárgyidőszak (2011)
LDC *	20	35
ODA-val	93	61
ODA nélkül	8	17
OECD	22	30
Összesen	143	143

Forrás: OECD- és UN-adatok alapján (2010)

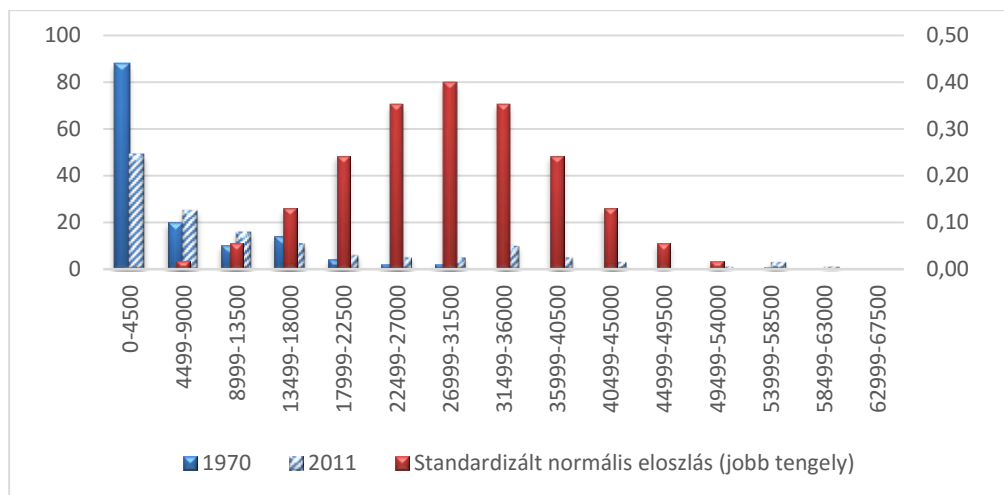
* a bázisidőszaki besorolás 1971-es klasszifikáción alapul.

Az országcsoporthoz való változás részben (gazdaság)politikai változásokat mutat, ugyanakkor bizonyos csoportokba kerülés gyakran arra is utal, hogy az adott gazdaság jelentős mértékű felzárkózást mutatott.

4.2 Leíró statisztikai összehasonlítás

A konvergenciavizsgálatok áttekintése előtt a továbbiakban röviden bemutatok néhány leíró statisztikai mutatót, amelyek megragadják a trendek néhány jellegzetességét, valamint a konvergenciafolyamatokról egy kezdeti képet is biztosítanak.

1970 és 2011 között jelentősen változott az egy főre jutó GDP értékek eloszlása a világgazdaságban. Jelentősen csökkent a legalacsonyabb jövedelmű szegmens mérete, miközben növekedett a fejlettebb rétegeké. Ugyanakkor az is szembevetendő, hogy számos jövedelemcsoportba csak 2011-ben kerültek tagok, ami az egyenlőtlenségek növekedésének irányába hat. Ami az eloszlás alakját illeti, egyértelműen látható, hogy távol van mindkét időszakban az eloszlás a normális eloszlástól: *balra aszimmetrikus, jobbra elnyúló eloszlással közelíthetők az adatok.*



6. ábra: Eloszlás 1970-ben és 2011-ben (millió, 2005-ös USD)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

Megjegyzés: 3 országot nem tüntettem fel az ábrán, mivel nem fértek bele a rögzített intervallumokba.

A leíró statisztikai mutatók is megragadják az eloszlás főbb jellemzőit. Egyrészt a balra aszimmetrikus eloszlás tényét jól szemlélteti az F-alakmutató pozitív és magas értéke, valamint hogy a medián lényegesen kisebb az átlagnál. Másrészt az eloszlás alakjának változását tükrözi, hogy a medián 2011-re relatíve nagyobb mértékben nőtt, mint a többi kvartilis szintje.

A szórás, illetve a relatív szórás alakulásában kettős hatás figyelhető meg. A súlyozatlan²⁹ mutatók az egyenlőtlenségek csökkenését mutatják a két végpont között, míg azok népességszámmal súlyozott megfelelői csak a relatív indikátor vonatkozásában utalnak az egyenlőtlenségek csökkenésére.

3. táblázat: Leíró statisztikai mutatók (millió, 2005-ös USD)

Mutató	1970	2011	Relatív változás
Alsó kvartilis	1474.47	2806.98	1.90
Medián	2851.75	8315.16	2.92
Felső kvartilis	8698.68	22817.24	2.62
F-mutató (kvartilisek alapján)	0.62	0.45	-1.81
Átlag (nem súlyozott)	8350.96	15365.37	1.84
Szórás (nem súlyozott)	18887.69	18240.48	0.97
Relatív szórás (nem súlyozott)	2.26	1.19	0.52
Átlag (súlyozott)	4968.90	11287.16	2.27
Szórás (súlyozott)	6965.21	11830.03	1.70
Relatív szórás (súlyozott)	1.40	1.05	0.75

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

²⁹ Mivel az egy főre jutó GDP intenzitási viszonyszám, a súlyozott mutatók az irányadók. A szóródáson alapuló konvergenciamutatók esetében azonban a gyakorlatban jellemzően nem súlyoznak. Ennek a részleteit lásd a 4.3.1-es alfejezetben.

A leíró mutatókkal a sokaságot ugyan jól feltérképezhetjük, az egyedi adatok elemzése is szükséges annak érdekében, hogy jobban megértsük a szóban forgó folyamatokat. A tíz legfejlettebb és a tíz legkevésbé fejlett ország eredményeit összehasonlítva azt láthatjuk, hogy óriási a különbség az egyes gazdaságok között. *Egyfajta konvergenciára utal ugyanakkor egyrészt, hogy a legfejlettebb és a legkevésbé fejlett gazdaság közötti különbség redukálódott 2011-re.* Másrészt a minimum és a maximum értékek között a szórás is mérséklődött. Ezen túlmenően, több ázsiai gazdaság megjelenése a legsikeresebbek között is pozitív folyamatként értelmezhető, bár a bázisidőszakban is relatíve fejlettnak minősültek.

4. táblázat: Legfejlettebb, legkevésbé fejlett országok (millió, 2005-ös USD/fő)

Sorrend	1970	GDP/fő	2011	GDP/fő
1	Kuwait	157826.8	Qatar	123029.3
2	Qatar	144439.8	Macao	77960.18
3	Brunei	68585.21	Kuwait	68400.8
4	Switzerland	28262.94	Norway	61606.3
5	Bahrain	27721.52	Luxembourg	57268.48
6	Saudi Arabia	25183.64	Brunei	56465.33
7	Norway	22783.59	Hong Kong	54467.21
8	United States	20115.16	Singapore	51146.41
9	Luxembourg	19163.71	Switzerland	43035.87
10	Australia	19097.18	Ireland	43034.88
134	Ethiopia	698.2048	Togo	1096.784
135	Nepal	684.6012	Madagascar	981.653
136	Burundi	674.1136	Mozambique	951.3924
137	Vietnam	665.501	Malawi	932.0787
138	Burkina Faso	634.7082	Central African Republic	788.9482
139	Malawi	633.6566	Burundi	727.8154
140	Mali	512.009	Niger	711.4612
141	China	492.9633	Liberia	565.7707
142	Mozambique	405.7513	El Salvador	412.5631
143	El Salvador	261.1285	Congo - Kinshasa	365.2814

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

A keresztmetszeti összehasonlítás mellett néhány gazdaság teljesítményének időbeli alakulását is röviden ismertetem, hiszen az időszakok között is erőteljes a heterogenitás. A fejlettség szintje helyett annak változásával foglalkozom, hiszen ha a fejlettebb gazdaságok teljesítménye elmarad a fejlődőekétől, akkor a szintbeli különbségek aszimptotikusan „elhanyagolhatók”. Vagyis ha a kevésbé fejlett gazdaságok gyorsabb

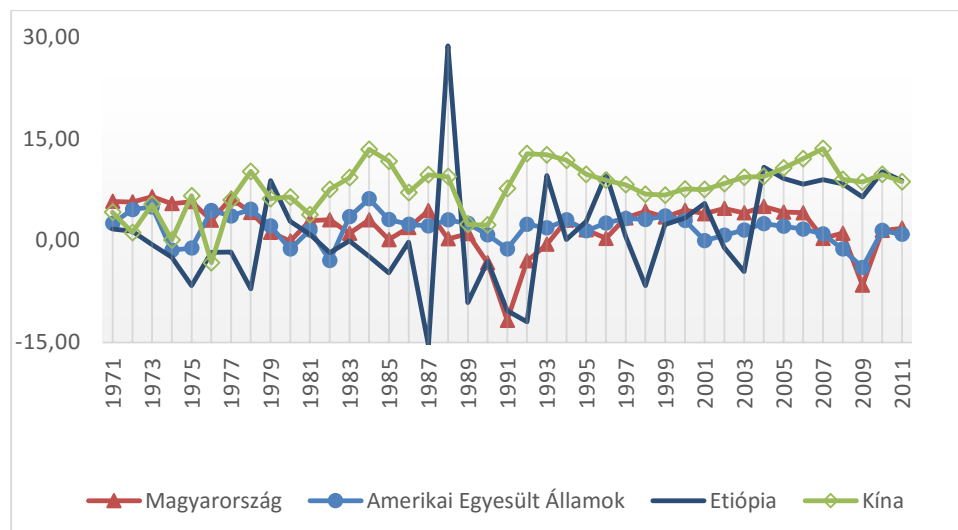
ütemben bővülnek egy hosszabb időszakon keresztül, akkor a kiinduló szintbeli különbségek is értelemszerűen megszűnnek.

A növekedési adatok visszaigazolták a 2. fejezetben ismertetteket, miszerint sokkal *volatilisabb a kevésbé fejlett országok teljesítménye*: nem ritkák, sőt Kína esetében tipikus a 10% feletti növekedési ütem, ami még a közelmúltban is fennállt. A kínai gazdaság tartósan dinamikus növekedését a gazdaság alacsonyabb fajlagos bázisidőszaki jövedelemszintje mellett az ipari kibocsátás fellendülése és számos gazdaságpolitikai reform egyaránt nagymértékben támogatta. Szintén részben konvergenciafolyamatként azonosítható, hogy rövidtávon előretekintve, 2016-ban a kínai gazdaság várható lassulása következtében 5-6% körüli növekedés várható. E makrogazdasági kilátások mellett várhatóan még így is jóval meg fogja haladni a fejlettebb országok növekedését.

Etiópia növekedése szintén rendkívül volatilis, összhangban a stilizált tényekkel. A kiugróan nagymértékű, 80-as évek végén megfigyelt kiugrások a politikai rendszerváltással, és ennek következtében részben mérési hibákkal magyarázható. A közelmúltban ugyan a gazdaság jelentősen bővült, ez részben korrekcióként értelmezhető.

Az Amerikai Egyesült Államok közelmúltbeli növekedése ugyan elmarad több fejlődő ország bővülésétől, sokkal kisebb volatilitást is mutat, azaz a növekedési pálya stabilabb és kiegyensúlyozottabb. Kisebb konjunktúraingadozások hatása ugyanakkor megfigyelhető: a 70-es évek végén a kőolajválságok, majd a 2000-es évek elején és végén a globális dekonjunkturális és recessziós szakaszok is visszafogták rövidebb távon a gazdaság teljesítményét.

Magyarországon a rendszerváltás előtti adatok stabilabb tendenciát tükröznek, ennek hátterében azonban a konjunktúraciklikusok mesterséges kezelése, azaz a központi állami irányítás által vezérelt kibocsátás, valamint a mérési hiba áll. A piaci viszonyok – például háztáji gazdálkodás, gazdasági munkaközösségek – megjelenésével az üzleti ciklusok is elkezdtek erősödni. A rendszerváltást követő transzformációs válság után a növekedés viszonylag kiegyensúlyozott trendet mutatott, és az amerikai gazdasággal is sokkal szorosabb az együttmozgás a globalizációs trendek előretörésével párhuzamosan. A gazdasági válság hazánk teljesítményét erőteljesebben érte, azonban a közelmúltban – az adósságválságot követő újbóli recesszió után – a növekedési pálya ismét stabilabbnak tűnik.



7. ábra: Egy főre jutó GDP változása néhány kiválasztott országban (százalék)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

Összességében az eredmények arra utalnak egyrészt, hogy kiugróan nagy a különbség a fejlettebb és a kevésbé fejlett gazdaságok között. Másrészt viszont néhány indikátor alapján arra az eredményre juthatunk, hogy konvergenciára kerülhetett sor a vizsgált időszakban. Mint látni fogjuk, az egyes konvergenciamutatók ugyanakkor jellemzően más eredményt mutatnak.

4.3 Szigma-konvergencia definiálása és empirikus vizsgálata

Statisztikai értelemben leíró mutatónak tekinthető a szigma-konvergencia is, azonban közgazdasági és növekedésökonometriai szempontból a mutató már egy konvergenciakoncepciónak tekinthető: a szigma az egyenlőtlenségek változását ragadja meg. A továbbiakban röviden ismertetem a mutató elméleti hátterét, majd ezt követően az empirikus vizsgálatok eredményeit mutatom be.

4.3.1 Elméleti bevezetés: a szóródási mutatók fontosabb jellemzői

Csoportosítási lehetőségek

Az eloszlások vizsgálatán alapuló konvergenciavizsgálatok célja az egy főre jutó GDP, azaz a jövedelemeloszlások alakulásának komplex feltérképezése. A konvergenciamérőszámok ezen csoportja emiatt szorosan összefügg a jövedelemegyenlőtlenségek koncepciójával.

Quah (1996a) érvelése alapján indokolt szétválasztani a konvergenciát és a kapacitások, illetve technológiai haladás előtti korlátok felszámolásából eredő

növekedési gyorsulást, mivel az előbbi érinti csak lényegében az eltérő fejlettségű gazdaságok relatív viszonyát. A szerző kifejti, hogy a hagyományos megközelítésekkel nem különíthető el egymástól ez a két forgatókönyv, az eloszlások feltérképezésével viszont ez kivitelezhető. Ez azzal magyarázható, hogy míg a regressziós vizsgálatok során az átlagra koncentrálnak, az eloszlás feltérképezése következtében egy annál átfogóbb, mélyebb elemzést végezhetünk.

Major (2001:26) kifejti, hogy lényeges különbség a felzárkózás és az egyenlőtlenség koncepciója között, hogy míg a jövedelemegyenlőtlenségeket számszerűsítő mutatók tipikusan az abszolút, a *béta-konvergencia a relatív különbségeket ragadja meg*. Vagyis ha az egy főre jutó jövedelmek nem csökkennek egy adott időintervallumban, akkor a jövedelemkülönbségek abszolút csökkenésével a relatív eltérések is csökkennek. Fordítva azonban ez már nem igaz. Ezzel a kérdéssel a 7. fejezetben még részletesebben foglalkozom.

Többféle megközelítéssel is mérhetjük az egyenlőtlenségek, eloszlások alakulását:

- | | |
|----------------------------------|------------------------------|
| - átlagtól vett átlagos abszolút | - Atkinsoni mutató |
| vagy négyzetes eltérés (szórás) | - Daltoni mutató |
| - terjedelem | - Éltető Frigyes index |
| - interkvartilis terjedelem | - Hirschman-Herfindahl index |
| - relatív terjedelem | - Hoover-mutató |
| - relatív szórás | - Theil-index |
| - Gini-index és Lorenz-görbe | - entrópia |

Abszolút és relatív mutatók

Az egyenlőtlenségek értelmezésénél az egyik legfontosabb szempont annak tisztázása, hogy abszolút vagy relatív mutatóról van-e szó. A leggyakrabban alkalmazott mutató a *szórás*, ami az *abszolút különbségeket ragadja meg*: ha minden egyes érték X egységgel fog nőni, akkor az egyenlőtlenség változatlan marad, hiszen a számok átlaga is X egységgel növekszik. Nem ez a helyzet a relatív szórással, hiszen a szórás abszolút változatlansága és az átlag növekedése miatt a két mutató hányadosa csökkeni fog. Ha azonban X százalékkal változik minden érték, akkor a szórás és az átlag is X százalékkal fog változni, viszont e két hatás eredőjeként ezúttal a relatív szórás marad az eredeti szintjén. Ez a két egyszerű példa is azt illusztrálja, hogy a relatív egyenlőtlenség változása nem feltétlenül jár együtt annak abszolút változásával.

Súlyozás

Azt is érdemes szem előtt tartani, hogy indokolt-e súlyozni az egyes adatokat, vagy sem. Különösen akkor merülhet fel ez a kérdés, ha logaritmizált adatokkal dolgozunk. A gyakorlatban *tipikusan nem súlyoznak*, aminek a háttérében részben az állhat, hogy minden ország „egyformán fontosnak” tekinthető egy empirikus vizsgálatban; részben pedig az, hogy a szóródási mutatókból nyert eredmények könnyebben összehasonlíthatók a regressziós modellekből becsült felzárkózással, melyek tipikusan nem súlyozott számításokból származnak.

Ugyanakkor a konvergenciavizsgálatok jellemzően az egy főre jutó GDP-n alapulnak, ami egy intenzitási viszonyszám, azaz a *szóródási mutató konstruálásakor indokolt súlyozni*, hiszen eltérő az egyes gazdaságok népessége. Azt is fontos szem előtt tartani, hogy az egyes országok összeolvadása/kettéválása nem szabad, hogy jelentősen befolyásolja a konvergenciafolyamatok alakulását, amit gyakorlatilag figyelembe veszünk akkor, ha súlyozunk. Emellett érdemes még kiemelni, hogy a korábbi empirikus vizsgálatok alapján (Gáspár, 2011) gyakran eltérő eredményeket kaptam a súlyozott és súlyozatlan mutatók esetében.

A dolgozatban többször utaltam arra, hogy a konvergencia empirikus jellenség a közgazdaságtudományban, emiatt a súlyozás/nem súlyozás kérdését is empirikus indíttatásban célszerű kezelni. Mivel mindkét indikátornak van relevanciája empirikus összevetésben, azt a stratégiát követtem, hogy mindkét típusú mutatót meghatároztam. A súlyozott és a nem súlyozott mutatók összehasonlításával ugyanis megvizsgálhatjuk, hogy inkább a magasabb, vagy az alacsonyabb népességű országok határozták-e meg nagyobb mértékben a konvergenciafolyamatokat.

Logaritmizálás

Gyakori követelmény egy egyenlőtlenségi mutatóval szemben az *invariancia*, vagyis hogy az indikátor értéke invariáns legyen az adatok monoton transzformációira. Például a logaritmizálás kapcsán releváns ez a kérdésfelvetés. A keresztmetszeti, logaritmizált GDP/fő adatokból képzett szórás gyakran az egyenlőtlenségek csökkenésére utal, viszont a korábbi számításaink (Ferkelt-Gáspár, 2008) során arra jutottunk, hogy ha nem transzformáljuk az adatokat, akkor már több alkalommal divergenciát kaphatunk. Emiatt fontos követelménynek tekinthető az egyenlőtlenségi mutatók kiválasztásánál, hogy a transzformáció, vagy annak hiánya minél kisebb mértékben befolyásolja az eredményeket.

A gyakorlatban a logaritmizálásnak többek között az az előnye, hogy tompítja az outlierek hatását, illetve a változókat gyakran transzformáljuk az elméleti levezetések során is, melyek a becslőfüggvények alapjául szolgálnak (lásd: 5.1.1-es alfejezet). Durlauf, Johnson és Temple (2004:38) azt emelte ki a logaritmizálás egyik fő előnyeként, hogy a relatív különbségek számszerűsítése és vizsgálata közgazdaságtani értelemben fontosabb, mint az abszolút eltéréseké, illetve az abszolút eltérések aszimptotikusan elhanyagolhatók, ha a növekedés fenntartható.

Tegyük fel például, hogy az alacsonyabb jövedelmi szinttel rendelkező gazdaságok dinamikusan növekednek, a bázisidőszakról tárgyidőszakra közel megduplázódik az egy főre jutó GDP-jük. Eközben a leggazdagabbak csupán kis mértékben növekednek. Bár a fejlettebbek relatív értelemben kismértékben növelték a jövedelmüket, abszolút értelemben ez a növekedés mégis nagyon nagynak tűnhet, így logaritmizálás hiányában divergenciát kaphatunk.

Komplex eloszlás

Érdemes szem előtt tartanunk azt is, hogy egy-egy leíró mutató definiálásával, kiszámításával gyakran nem ragadhatunk meg kellőképpen egy eloszlást. Következésképp, törekedhetünk arra is, hogy az *eloszlás dinamikáját átfogóbban térképezzük fel*. Ez utóbbit vizsgálhatjuk például úgy, hogy azt feltételezzük, hogy a vizsgált folyamat felírható Markov-láncokkal.

A jövedelemegyenlőtlenségek csökkenése (μ_i és μ_j sűrűségfüggvények mellett) felírható például a következő formában (Durlauf et. al., 2004:56):

$$CI_{i,j} = \int_{-\infty}^{+\infty} \min(\mu_i(x), \mu_j(x)) dx$$

Ekkor $C_{i,j} = 1$ tekinthető teljes konvergenciának; a mutató $[0,1]$ között vesz fel értékeket.

Az eloszlásokon alapuló vizsgálatok során a kutatók alátámasztottak több stilizált tényt, egyrészt a konvergenciaklubok létét³⁰, másrészt a jövedelemeloszlások

³⁰ A növekedésökonometriában a konvergenciaklubok meghatározására gyakran klaszteranalízist alkalmaznak. Kutatók (például Hobijn-Franses, 2000; Corrado et. al., 2004) a konvergáló országok különböző csoportjait, illetve országok közötti eltérések mértékét határozták meg klaszterek alapján. Általában viszonylag sok, kisebb csoportot identifikáltak a kutatók.

polarizációját³¹. A területi korlátok miatt a továbbiakban csak a leggyakrabban alkalmazott megközelítést ismertetem.

Sigma-konvergencia definiálása

A szigma-konvergenciát jellemzően a következő formában definiálják (Durlauf et. al., 2004:52):

$$\sigma_{\log y, t}^2 - \sigma_{\log y, t+T}^2 > 0, \quad (4.1)$$

ahol: $\sigma_{\log y}^2$ a logaritmizált GDP/fő szórása, t - és $t + T$ -edik időszakban ($T > 0$).

Sigma-konvergencia fennállása esetén a jövedelemkülönbségek mérséklődnek, vagyis a *logaritmizált egy főre jutó keresztmetszeti GDP-volumenek szórása* csökken az idő múlásával. Regressziós modell is felírható például az alábbi formában (Durlauf et. al., 2004:52):

$$\gamma_i = T^{-1}(\log y_{i, t+T} - \log y_{i, t}) = \alpha + \pi \log y_{i, t+T} + \varepsilon_i \quad (4.2)$$

Ahol a regressziós együttható a következőképpen definiálható (Durlauf et. al., 2004:53):

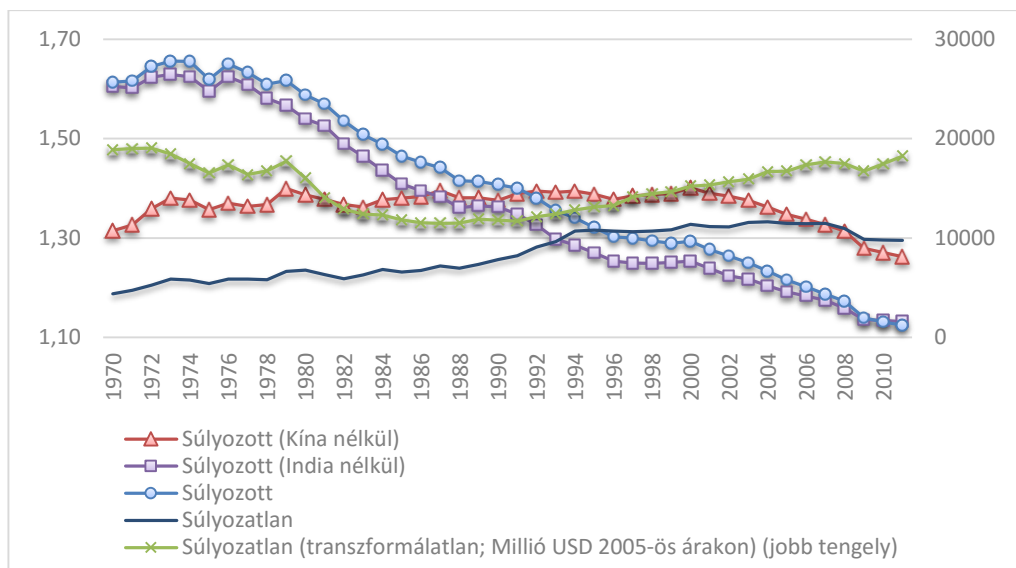
$$\pi = T^{-1} \left(1 - \frac{\sigma_{\log y_{i, t}, \log y_{i, t+T}}}{\sigma_{\log y_{i, t+T}}^2} \right)$$

Konvergenciára akkor kerülhet sor, ha $\pi < 0$, így a hagyományos t-statisztikával tesztelhető az együttható inszignifikanciája. Bliss (1999) véleménye szerint azonban nehéz értelmezni ezt a tesztfüggvényt, mivel az eloszlás változásán alapul a próbafüggvény nullhipotézise.

4.3.2 Empirikus vizsgálatok és az eredmények bemutatása

A továbbiakban a 4.1-es alfejezetben ismertetett adatokon keresztül mutatom be az egy főre jutó GDP-n alapuló konvergenciavizsgálatok egyik típusát. Az alábbi ábrán az eloszlásokon alapuló megközelítések központi mutatóját, a szigma alakulását láthatjuk többféle bontásban (lásd: 4.3.1-es alfejezet):

³¹ A 2. fejezetben röviden ismertettem, hogy a jövedelemegyenlőtlenségek alakulásában bimodális eloszlás meghatározó az elmúlt években, vagyis csökken a középső jövedelemréteg.



8. ábra: Szigma-konvergencia a világ országaiban

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Az alapindikátor, azaz a *súlyozatlan szigma* összességében növekedést mutat a vizsgált időintervallumban, azaz a logaritmizált egy főre jutó GDP értékek közötti szórás növekedett a világgazdaságban. Tehát az egyenlőtlenségek is emelkedtek, így divergenciára került sor. Ez összhangban van a béta-konvergencia során kapott eredményekkel (lásd: 5.1. fejezet), miszerint abszolút értelemben divergencia mutatható ki az egyes gazdaságok között.

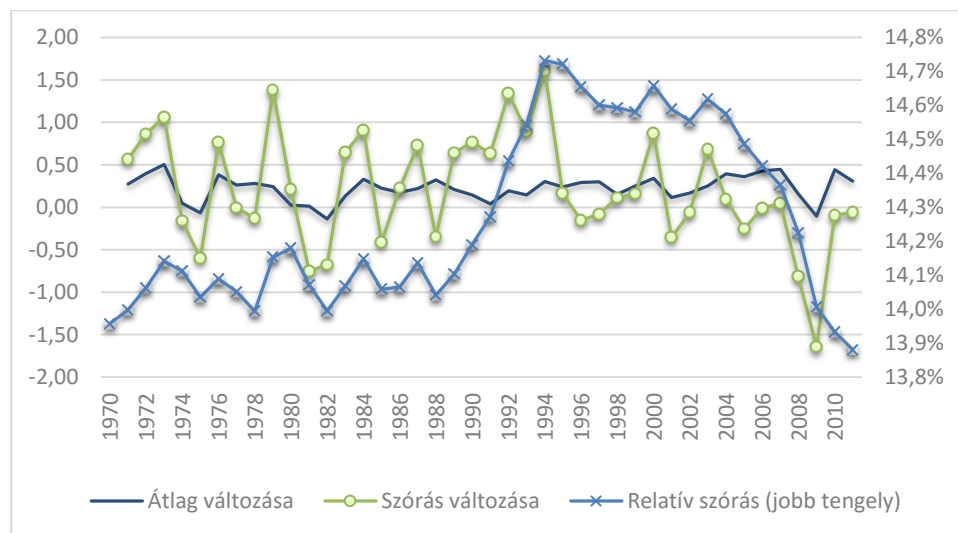
E növekvő tendenciát viszonylag mérsékeltebb ciklikus ingadozások kísérték: a fejlett országokat érő különböző negatív sokkhatások (köölajválságok, 2008-as pénzügyi és gazdasági válság) tipikusan kedvezőtlenebbül érintették. Ezzel párhuzamosan, a kedvező konjunkturális szakaszok a divergenciafolyamatok erősödésével párosultak. Azaz a külső kereslet élénküléséből a gazdagabb régiók jobban profitálhattak, mint a feltörekvő társadalmak. Amennyiben az adatokat nem logaritmizáljuk (*transzformálatlan szigma*), akkor lényegében hasonló tendenciákat kapunk, de megfigyelhető egy szintbeli eltérés.

A népességgel *súlyozott szórás* alapján viszont gyökeresen más következtetésekre juthatunk a konvergenciafolyamatokat illetően: erőteljes, egyértelműen csökkenő tendenciát mutat az egyenlőtlenség alakulása 1970 és 2011 között. Fundamentális kérdés véleményem szerint közgazdasági értelemben, hogy egy divergenciát szemléltető indikátorból hogyan lesz konvergenciát mutató indikátor. Erre a kérdésre a többi koncepció keretében kísérlek meg választ adni.

A súlyozott és a súlyozatlan mutatók közötti jelentős különbség³² alapján levonhatjuk azt a következtetést, hogy olyan ország vagy országok, amely(ek)nek a súlya viszonylag nagy, relatív dinamikus növekedést mutatott/mutattak a vizsgált időszakban. Ugyanis a súlyozatlan indikátorban az egyes gazdaságok súlya egységnyi, míg annak súlyozott megfelelőjében a népesség számával megfelelő mértékű a súly. Könnyen találhatunk ilyen gazdaságot: ezen ismérveknek mintapéldája Kína. Jól látható, hogy ha *ezt az országot kiszűrjük* a vizsgálatból, akkor az eredeti, azaz a súlyozatlan koncepcióhoz hasonló mintázatot kapunk. Vagyis ha a mintát szűkítjük, azaz kivesszük a kínai adatokat, akkor lényegében nem figyelhető meg a súlyozott szóródás mérséklődése a vizsgált időszakban. Ez az eredmény nem újkeletű, Milanovic (2002) is rámutatott már arra, hogy az egyenlőtlenségek mérséklődésének hátterében főleg Kína áll.

Kedvező fejleménynek tekinthető, hogy további – szintén relatív magasabb lakosságszámú – fejlődő gazdaságok is támogatják a konvergenciafolyamatokat. India növekedését is kiszűrtem a mintából, ugyanis a gazdaság súlya szintén jelentősnek tekinthető. *Kínával ellentétben azonban India növekedése nem vezetett az egyenlőtlenségek érdemi csökkenéséhez*, ugyanis a súlyozott mutató Indiával, illetve anélkül hasonló tendenciát tükröz.

Szintén módosulnak az eredmények, ha a *szigmát az átlag százalékában fejezzük ki*:



9. ábra: Relatív szórás a súlyozatlan szigma alapján

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

³² Érdemes hangsúlyozni, hogy a különböző szóródási mutatók között elsősorban a mutatónkénti változás iránya alapján érdemes következtetéseket levonni. Azaz a szintbeli különbségek kevésbé irányadók közgazdasági szempontból, hiszen az ábrán szereplő mutatók abszolút mérőszámok.

Ha a relatív szórás alapján értelmezzük a konvergencia/divergencia változását, akkor a 2000-es évek második felében – összhangban a recesszióval – az egyenlőtlenségek mérséklődésére utal a mutató: az időhorizont végére az egyenlőtlenségek szintje az 1970-esnél is alacsonyabb volt. E közelmúltbeli tendenciát az átlag változása mérsékeltebben, a szórás mérséklődése viszont erőteljesebben támogatta.

Kísérletet tettem a heterogén minta részmintákra történő felbontására országcsoporthoz és földrajzi elhelyezkedés szerint (lásd: függelék, 9.6-os alfejezet) is. A továbbiakban a szórás alakulásával foglalkozom, és nem annak mértékével, hiszen az utóbbi jelentősen függ az egyes csoportok tagszámától.

Az országcsoporthoz tartozó trendek azt mutatják, hogy a legkevésbé fejlett országokban egyértelműen megfigyelhető egy növekvő trend, ezt azonban tompítja, ha figyelembe vesszük a később csatlakozó tagokat is. Vagyis a később csatlakozott gazdaságok összességében sikeresebbek voltak a konvergencia vonatkozásában. A nemzetközi transzferekben részesült gazdaságok alapvetően csak a 90-es évektől mutatták az egyenlőtlenség növekedésének jeleit, miközben az OECD és a transzferekben nem részesült egyéb gazdaságokra átlagosan, többé-kevésbé konvergencia volt jellemző.

A régiós mintázat kifejezetten alátámasztja a konvergenciafolyamatok hektikusságát (főleg Amerikában). A fejlettebb gazdaságok esetében, azaz Európában, Amerikában és a csendes-óceáni térségben a vizsgált időintervallum kezdetén konvergencia volt jellemző, ezt követően a kőolajválságot követően divergenciát figyelhetünk meg. A sokkok lecsengése után ismét az egyenlőtlenségek csökkenését láthatjuk, majd a közelmúltban újfent nőtt a szórás, kivéve az Európai Unióban. Ami a többi régiót illeti, Afrikában – összhangban az LDC csoportnál megfigyelt trenddel – egyértelmű divergencia, míg az ázsiai gazdaságoknál konvergencia volt jellemző.

Összességében levonható a következtetés, hogy a szóródási mutatók vegyes eredményeket mutatnak. Alapvetően az egyenlőtlenségek növekedésének irányába hatnak az egyes indikátorok, ezt a tendenciát ugyanakkor jelentős mértékben tompítja többek között a kínai gazdaság gyorsuló növekedése és a gazdasági válsággal párhuzamosan számos fejlett ország visszafogottabb teljesítménye.

5. A BÉTA-KONVERGENCIA DEFINIÁLÁSA ÉS EMPIRIKUS VIZSGÁLATA

5.1 Elméleti bevezetés: a mutató becslése és főbb jellemzői

5.1.1 A mutató levezetése a Solow-modellből

A béta-konvergencia a felzárkózás mérőszáma: azt mutatja meg, hogy azok az országok vagy régiók, amelyek egy adott bázisidőszakban kevésbé voltak fejlettek, vajon gyorsabban növekedtek-e a tárgyidőszakra az egy főre jutó GDP értékeik alapján. A mutató a Solow-modellen alapul. A 3. fejezetben láthattuk, hogy a konvergencia sebessége arányos az egyensúlytól vett eltéréssel:

$$\dot{k}(k) \cong \dot{k}(k^*) - \lambda \cdot (k - k^*)$$

Illetve:

$$(k_t - k^*) \cong (k_0 - k^*)e^{-\lambda t} \quad (5.1)$$

Ahol:

$$f(k_t) = \frac{Y_t}{A_t \cdot L_t} = y_t = k_t^\alpha, \left(\frac{s}{(n + g + \delta)} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} = y_t = y^*, \text{ illetve } \lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta)$$

Alakítsuk át az (5.1)-es egyenletet:

$$(k_t) \cong k^* + k_0 e^{-\lambda t} - k^* e^{-\lambda t} \Rightarrow (k_t) \cong k_0 e^{-\lambda t} + (1 - e^{-\lambda t})k^*$$

Vonjuk ki mindkét oldalból a bázisidőszaki tőkeállományt (k_0 -t):

$$(k_t - k_0) \cong k_0 e^{-\lambda t} - k_0 + (1 - e^{-\lambda t})k^* \Rightarrow (k_t - k_0) \cong -(1 - e^{-\lambda t})k_0 + (1 - e^{-\lambda t})k^*$$

Ezt az összefüggést másképpen felírva:

$$(k_t - k_0) \cong -(1 - e^{-\lambda t})(k_0 - k^*)$$

Ekkor:

$$(k_t - k_0) \cong e^{\beta t}(k_0 - k^*) = e^{\beta t}k_0 - e^{\beta t}k^*, \text{ ahol: } e^{\beta t} = -(1 - e^{-\lambda t})$$

Vegyük mindkét oldal természetes alapú logaritmusát:

$$\ln(k_t - k_0) \cong \beta t \ln(k_0 - k^*)$$

Ekkor a tőkeállomány időbeli változása:

$$\frac{\ln(k_t - k_0)}{t} = \ln(\gamma_{k,t}) \cong \beta \ln(k_0 - k^*) \quad (5.2)$$

Legyen egy adott gazdaság kiinduló szintű tőkeállománya k_0 . Tegyük fel, hogy az adott gazdaság tőkeállománya alacsonyabb, mint az egyensúlyi szint, vagyis: $k^* > k_0$. Az (5.2)-es összefüggés azt mondja ki, hogy az idő előrehaladtával a távolság (γ) az adott időpontbeli tőkeállomány (k_t) és a kiinduló szint között arányos lesz a kiinduló és az egyensúlyi szint különbségével. Ezt az arányossági tényezőt pedig a béta ragadja meg.

Vegyük két gazdaságot, amelyeknek azonos az egyensúlyi szintje, így azonosak a strukturális változóik. Legyen a fejlettebb ország tőkeállománya k_1 , a kevésbé fejletté k_0 , úgy hogy: $k^* > k_1 > k_0$. Mivel k^* azonos, az (5.2)-es összefüggés jobb oldalán a kiinduló tőkeállományban térnek el. Bétának azonos kell lennie, hiszen a strukturális változók azonosak. Következésképp, ha nagyobb az eltérés az egyensúlytól, akkor a konvergencia is gyorsabb lesz, vagyis a bal oldal is nagyobb lesz. Tehát k_0 esetében gyorsabb lesz a növekedés üteme, mint k_1 esetében.

Béta becsléséhez írjuk fel az alábbi függvényt:

$$L(e) = 0, \text{ ha } e = 0 \text{ és } L(e) > 0, \text{ ha } e \neq 0.$$

A gyakorlatban jellemzően négyzetes függvényt definiálunk, azaz: $L(e) = e^2$. Ekkor az alábbi veszteségfüggvényt írhatjuk fel az (5.2)-es összefüggés alapján:

$$L(e) = e^2 = \left(\ln(\gamma_{k,t}) - \hat{\beta} \ln(k_0 - k^*) \right)^2$$

Ahol $\hat{\beta}$ torzítatlan becslőfüggvénye β -nak, ha: $\beta = E(\hat{\beta})$. A becsülni kívánt változó a döntési változó. Így az alábbi szélsőérték számítást kell megoldanunk:

$$\frac{\partial e^2}{\partial \hat{\beta}} = -2 \left(\ln(\gamma_{k,t}) - \hat{\beta} \ln(k_0 - k^*) \right) \ln(k_0 - k^*) = 0$$

Átrendezve:

$$-2\ln(\gamma_{k,t})\ln(k_0 - k^*) + 2\hat{\beta}\ln(k_0 - k^*)\ln(k_0 - k^*) = 0$$

$$\hat{\beta} = \frac{\ln(\gamma_{k,t})\ln(k_0 - k^*)}{\ln(k_0 - k^*)\ln(k_0 - k^*)}$$

Így a szokásos OLS-becselőfüggvényt kapjuk eredményül:

$$\beta = E(\hat{\beta}) = E(X'X)^{-1}E(X'Y) = \frac{Cov(xy)}{Var(x)}, \text{ illetve: } Var(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'X)^{-1}$$

Nem foglalkozom a továbbiakban részletesen az OLS-becselőfüggvénnyel, hiszen azt számos alapozó és (közép)haladó ökonometria tankönyv is részletesen ismerteti (például Greene, 2003). Néhány megjegyzést azonban érdemes tennünk. Egyrészt a *becslés a szokásos feltételek mellett konzisztens, hatásos és torzítatlan*. Endogenitás azonban több forrásból (kihagyott változók, szimultaneitás és mérési hiba) is fakadhat, ekkor közismerten: $E(\hat{\beta}) \neq \beta$. Másrészt a kvadratikus veszteségfüggvény mellett más veszteségfüggvényeket is generálhatunk. Harmadrészt, a legkisebb négyzetek módszere mellett más elvek mentén is készíthetünk becselőfüggvényeket.

5.1.2 Keresztmetszeti regresszió becslése és értelmezése

Az (5.2)-es összefüggés alapján az alábbi keresztmetszeti regresszióval tesztelhetjük a konvergenciahipotézist, azaz a béta-konvergencia fennállását:

$$\ln(\gamma_{k,t}) \cong \beta \ln(k_0 - k^*) \Rightarrow \ln(\gamma_i) = c + \beta \ln y_{i,0} + \psi X_i + \pi Z_i + \varepsilon_i \quad (5.3)$$

Vagyis egy i -edik gazdaság/régió GDP növekedési ütemét ($\ln(\gamma)$) a bázisidőszaki jövedelem ($\ln y_{i,0}$), Solow-változók (X_i), egy konstans tag (c) és egyéb potenciális változók (Z_i) magyarázzák. A maradéktagra (ε) vonatkozóan a szokásos elméleti feltételekkel élünk, azaz a hibatag várható értéke zérus, autokorrelálatlan³³, homoszkedasztikus és normális eloszlást követ.

Konvergenciára akkor kerül sor, ha $\beta < 0$. Mivel log-log modellről van szó, az együttható százalékos formában értelmezhető: azok a gazdaságok vagy régiók, amelyek jövedelme a bázisidőszakban 1%-kal magasabb, béta százalékkal lassabb növekedést értek el tárgydőszakban ceteris paribus, feltéve, hogy a béta valóban negatív.

³³ Keresztmetszeti adatok esetében természetesen elsősorban térbeli korreláció hiányára kell gondolnunk.

Az (5.2)-es összefüggést a tőkeállomány növekedésére írtam fel, viszont: $y_t = k_t^\alpha$, vagyis az eredmények a jövedelem alakulására is érvényesek. Természetesen ez a konstrukció nem megfelelő akkor, ha a Cobb-Douglas termelési függvény kevésbé alkalmas a gazdaságok szerkezetének leírására, illetve – részben ezzel összefüggésben – ha a tőke hozadéka számos egyéb hatást is tartalmaz (lásd: 3-as fejezet).

A regressziós modell alapján *egyszerre becsülhetünk abszolút, feltételes és klubkonvergenciát is*. Ha a modellben nem szerepelnek X , illetve Z -vel jelölt változók, akkor abszolút konvergenciát mérünk. Amennyiben strukturális változókra kondicionálunk (X), akkor feltételes konvergenciát, ha pedig kiinduló feltételekre (Z), akkor klubkonvergenciát vizsgálhatunk. Kiinduló feltételekre kondicionálhatunk például dummy változókkal akkor, ha szinteltolódást feltételezünk, míg ha a regressziós egyenes meredeksége is változhat, akkor interakciós tagokkal (vagyis a bináris változók és valamilyen más változó keresztszorzatával) is.

A regressziós modell struktúrájában véve némileg eltér a strukturális formától, azaz az (5.2)-től. A k^* ugyanis explicite nem jelenik meg mérhetőségi problémák miatt, de az X és a Z változók korrelálnak vele. Azaz *a magyarázó változókkal lényegében az egyensúlyi szintre szeretnénk kontrollálni*, vagyis azokkal szeretnénk k^* -ot, illetve y^* -ot megragadni.

5.1.3 Panelmodellek becslésének főbb elméleti kérdései

A panelmodell felírása

A keresztmetszeti regressziók során számos nehézséggel szembesülhetünk. Ha a technológiai haladás egységgyököt tartalmaz, akkor hamis regressziót is kaphatunk. A kontrollváltozókra vonatkozó ismerethiány és azok egyensúlyi állapotra gyakorolt hatása szintén számos nehézséget okozhat (Barro-Sala-i-Martin, 2004). Valószínűsíthető továbbá, hogy endogenitási torzítással szembesülünk. A viszonylag alacsony mintaelemszám is jelentős korlátozó tényező lehet.

Durlauf, Johnson és Temple (2004:103)³⁴ az alábbi panelmodellt javasolta annak érdekében, hogy β becslése jobban összhangban legyen az adatgeneráló folyamattal:

$$\ln(y_{i,t}) = c_i + (1 + \beta) \ln y_{i,t-1} + \psi X_{i,t} + \pi Z_{i,t} + \kappa_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5.4)$$

³⁴ Számos más kutató is hasonló modellt becsült. Közéjük tartozik úttörő jelleggel Islam (1995).

Az egy főre jutó GDP (y) szintjének alakulása egyrészt a saját késleltetettjével, másrészt egyéb független változókkal magyarázható. Az (5.4)-es regresszió struktúráját tekintve lényegében analóg a keresztmetszeti regressziós alakkal, az idősort ugyanis „implicit módon differenciáljuk”. Azaz ha a baloldalra átvisszük a vizsgált változó késleltetett értékét, akkor a jobb oldalon β -t kapnánk eredményül $1 + \beta$ helyett, minden egyéb tényező változatlansága mellett. Következésképp, ha β negatív, és ezzel párhuzamosan $1 + \beta$ kisebb, mint 1, akkor konvergencia figyelhető meg.

Az (5.4)-es megközelítés egyben azt is mutatja, hogy mennyire perzisztens az idősor. Ha ugyanis az egy főre jutó GDP tiszta véletlen bolyongást követ, akkor β értéke és a többi együttható zérus lesz, hiszen ekkor a folyamat „implicit differenciálását” követően az idősor feltételes várható értéke zérus lesz. A gyakorlatban a legtöbb gazdasági idősor azonban első fokon integrált, ezért ez a konstrukció egyben tipikusan kezelheti is az egységgyök-problémából fakadó hamis regressziót is.

Az (5.4)-es egyenlet kapcsán ugyanakkor felmerülnek közgazdasági, és statisztikai jellegű kérdések. Emiatt az empirikus vizsgálatok során az alábbi, explicit összefüggést becsültem helyette:

$$\ln(y_{i,t} / y_{i,t-1}) = c_i + \beta \ln y_{i,t-1} + \psi X_{i,t} + \pi Z_{i,t} + \kappa_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5.5)$$

Közgazdasági oldalról megfontolandó ugyanis, hogy az (5.5)-ös struktúrát könnyebb interpretálni, mint az (5.4)-est: az (5.4) során gyakorlatilag perzisztencia-vizsgálatot végzünk, míg az (5.5) esetében felzárkózást mérünk, ami a konvergenciavizsgálat fő célja. Azaz közgazdaságtani értelemben az a kiinduló modell releváns számunkra, amelyben a növekedés ütemét magyarázzuk a kiinduló szintjével, és más változókkal.

Módszertani szempontból azt érdemes kiemelni, hogy az (5.4)-es és az (5.5)-ös összefüggés numerikusan azonos β -együtthatókat eredményez és a standard hibák is azonosak, hiszen azonos a két modell információtartalma. Ugyanakkor miután más a becsült koefficiens (β kontra $1 + \beta$), az együttható szignifikanciájának értelmezésekor másképpen kell eljárunk, hiszen a közismert kétoldalú t-próbafüggvény (azaz amelynek során azt teszteljük, hogy a becsült együttható zérus-e) a regressziós együttható és a standard hiba hányadosa. Vagyis az alapértelmezett t-, illetve p-statisztikák eltérőek. Természetesen az (5.4)-ben szereplő regressziós összefüggésre is felírhatunk viszont t-próbafüggvényt, amelynek során az együttható 1-től való eltérését indokolt megvizsgálnunk.

Ezen túlmenően azt is érdemes kiemelni módszertani szempontból, hogy ugyan bizonyos statisztikák megegyeznek, az elemzők és a modellezők számára központi jelentőségű R^2 , illetve az alapértelmezett F -statisztika nem azonosak az (5.4)- és (5.5)-ben. Ennek hátterében az áll, hogy a két specifikációban azonosak a független változók, miközben más a függő változó, azaz a függő változó szóródása, és így a többszörös determinációs együttható, illetve az azon alapuló mutatók sem egyeznek meg alapvetően egymással. Miután a növekedési ütemek jellemzően jóval kisebb mértékben szóródnak, mint – a felhalmozott növekedési különbségek miatt – a szintbeli fajlagos jövedelmek, ezért az (5.5)-ben várhatóan érdemben kisebb R^2 -értékeket kapunk, mint az (5.4)-ben. Erre a kérdésre az empirikus vizsgálatban vissza fogok térni, illetve vissza fogok utalni.

A panelmodellek néhány jellemzője

A panelmodellek keretében több hiányosság is kezelhető. Ezek közül az egyik legfontosabb, hogy sokkal több megfigyelés áll rendelkezésre, ami részben kezeli a különböző adatforrásokból származó módszertani különbségeket, mérési hibákat. Figyelembe kell ugyanakkor vennünk, hogy a panelmodell újabb elméleti és technikai jellegű kérdéseket is felvet.

Durlauf, Johnson és Temple (2004:102-114) részletesen ismertet több szempontot, amelyeket mérlegelni kell a panelmodellek esetén. Mind a keresztmetszeti, mind az idődimenziót célszerű a lehetőségekhez mérten növelni, azonban torzítást okozhat, ha erőteljes a heterogenitás³⁵ a becült együtthatók vonatkozásában. Ráadásul nem 1-1 év, hanem *hosszabb időszakok között célszerű vizsgálni a konvergenciafolyamatokat*, hiszen nem az átmeneti, hanem a hosszú távú növekedés vizsgálatára törekszünk. Vagyis több éves átlagokat célszerű vizsgálni az egyenletekben.

A panelmodellek becsülhetők a hagyományos (pooled) OLS eljárással, ugyanakkor a kereszthatások, azaz az egyes országspecifikus hatások közismerten korrelálhatnak a magyarázó változókkal. Következésképp, *a pooled OLS eljárás inkonzisztens és torzított becsléshez vezethet*. A heterogenitás kezelésének egyik standard módja a *rögzített hatású panelmodell* felírása, amelyben lényegében a *kereszthatásokat*

³⁵ A paraméterek heterogenitása nem feltétlenül jelent torzított becslés. Ha az exogenitásra tett feltevés nem sérül, akkor a becült regressziós együttható becslése torzítatlan még akkor is, ha az egyes megfigyelések együtthatója valójában nem azonos. Ez lényegében azt jelenti, hogy miután a becslés egy átlagos, parciális hatásként azonosítható, ha a magyarázó változó exogén, akkor az átlagos érték megbízható közelítést ad eredményül.

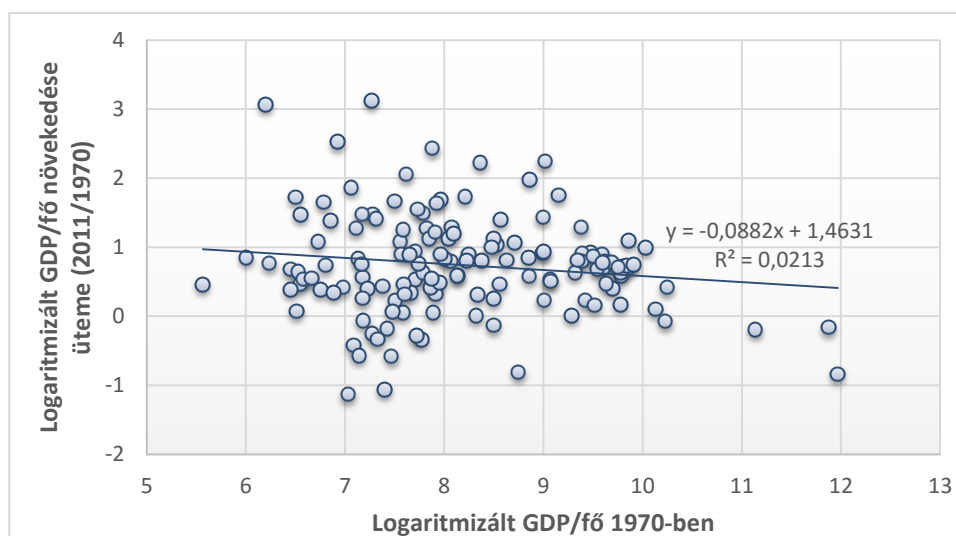
keresztmetszeti átlagokkal szűrjük ki. Egy másik közismert lehetőség a heterogenitás kezelésére az *elsőrendű differenciák képzése*. Jelen kontextusban azonban több kérdést is felvetnek ezek a modellek, amikre röviden az empirikus vizsgálat keretében térek ki.

Miután a függő változó késletetettje szerepel a magyarázó változók között, a magyarázó változók már nem tekinthetők exogénnek, azaz $E(y_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t}) \neq 0$. Vagyis a hagyományos OLS becslőfüggvény már nem biztosít torzítatlan és konzisztens becslést a szimultaneitás miatt (sem). Feltételezhetjük továbbá, hogy a Solow- és egyéb kontrollváltozók is endogének. Ugyanis például a magasabb megtakarítási hajlandóság fokozza a jövőbeli növekedési dinamikát, ami visszacsatolás formájában további megtakarításbővülést vonhat maga után. Emiatt a dinamikus panelmodellek becslésére – FE becsléssel kiegészítve – jellemzően az *általánosított momentumok módszerét* (GMM) használják, amelyet röviden a függelék 9.7.1-es alfejezetében ismertetek.

5.2 A béta keresztmetszeti empirikus vizsgálata

A továbbiakban a béta-konvergencia empirikus vizsgálatával foglalkozom a 4. fejezetben ismertetett adatbázis alapján, *1970 és 2011 között 143 ország logaritmizált egy főre jutó GDP-adatai felhasználásával*. A vizsgálatok során első lépésben arra tesztek kísérletet, hogy egy átlagos, abszolút konvergenciaegyütthatót becsüljek meg, majd második lépésben megpróbálok különböző változók mentén országspecifikus tényezőkre kondicionálni.

Az alábbi ábra az abszolút béta-konvergencia alakulását szemlélteti az (5.3)-as regressziós összefüggés alapján:



10. ábra: Béta-konvergencia (1970 és 2011)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

A mutató azt illusztrálja, hogy a bázisidőszaki, logaritmizált egy főre jutó GDP szintje hogyan és milyen mértékben befolyásolja a növekedés ütemét, azaz az 1970 és 2011-es volumenek közötti relatív különbséget.

A regressziófüggvény negatív meredeksége elvi síkon konvergenciára utal, azaz a kevésbé fejlett országok a tárgyidőszakra átlagosan magasabb növekedést értek el. Azaz egy olyan gazdaság, amelynek bázisidőszaki jövedelme 1%-kal magasabb, átlagosan 0,09%-kal alacsonyabb növekedést ért el ceteris paribus a tárgyidőszakra.

A keresztszeti regresszió eredményeit azonban rendkívül óvatosan szabad értelmeznünk, elsősorban azért, mert endogenitás torzítja az eredményeket. Továbbá ugyan a regressziós koefficiens 10%-os szignifikanciaszinten szignifikáns (a p-értéke 0,08), az R^2 nagyon alacsony. Ezt jól szemlélteti, hogy látszólag nem figyelhető meg kapcsolat a két változó között, ami összhangban van az empirikus tapasztalatokkal, miszerint világviszonylatban nem, csak bizonyos országcsoportok között figyelhető meg konvergencia. Emiatt összességében, mindezen tényezőket figyelembe véve *a kapcsolat nem tűnik valósnak.*

5.3 A béta empirikus vizsgálata panelmodellek alapján

5.3.1 A panelmodellek felépítése és becslése

Az időhorizont kiválasztása

A panelmodelleket az (5.5)-ös összefüggés alapján becsültem meg. A modellek elsődleges célja, hogy csökkentsem az endogenitásból fakadó torzítást. *A függő változó³⁶ minden esetben az egy főre jutó GDP növekedése, a független pedig az egy főre jutó GDP késleltetett, három évvel korábbi, átlagos szintbeli értéke.* Az átlagos értékek között nincsen átfedés, azaz például az 1979 és 1981 közötti átlagos fajlagos GDP-növekedést a 1976 és 1978 közötti átlagos fejlettségi szinttel magyaráztam.

A három éves átlagok egy kedvezőtlen tulajdonsága, hogy az üzleti ciklusok³⁷ közül csak a nagyon rövidet tudjuk kiszűrni. Emiatt praktikusabb lenne öt, vagy tíz éves

³⁶ Az alfejezetben vizsgált változók alapvetően stacionernek tekinthetők a szokásos szignifikanciaszintek mellett a függelékben ismertetett egységgyöktesztek alapján (lásd: függelék, 9.7.2-es alfejezet).

³⁷ Mindazonáltal egy alternatív modell keretében kísérletet tettem arra, hogy kezeljem az üzleti ciklusokból fakadó torzítást: az egy főre jutó GDP-értékeket az előző időszaki átlagok helyett

átlagokkal dolgozni. A doktori értekezésemben ettől eltekintettem, ugyanis az előzetes eredmények azt mutatták, hogy magasabb periódusszám esetén kevésbé robusztusak az eredmények. Ennek háttérében az lehet, hogy jelentősen csökken a mintaelemszám akkor ha öt, vagy akár tíz éves átlagokkal dolgoznánk. Ugyanis amellett, hogy az átlagok átfedésmentesek, szükséges instrumentumokat is képezni, ami további megfigyeléseket igényel.

A becslőfüggvény felírása

A *panelmodelleket jellemzően GMM-eljárással becsültem*, elsősorban elsőrendű szintbeli és differenciált késleltetésekkel, mint instrumentumokkal. A heterogenitást rögzített hatású panelmodellekkel, kereszthatások kiszűrésével (fixed effects, FE) kezeltem. E konstrukció helyett számos esetben az elsőrendű differenciák képzését (first differences, FD) preferálják az ökonometerek, dinamikus panelmodellek esetében is. Véleményem szerint azonban az FD becslés során óvatosan kell eljárunk, ugyanis lényegében hibás modellspecifikációt állítunk fel: miután mind a függő, mind a magyarázó változó differenciált, ezért tulajdonképpen a növekedést múltbeli növekedési adatokkal magyarázzuk, ami közgazdaságtani értelemben nem konvergenciát mutat.

Egy másik alternatív, közismert becslési eljárás a *véletlen hatású panelmodellek* (random effects, RE) konstruálása. Részben a Hausman-teszt³⁸ (a kereszthatások p-értéke 0,00), részben közgazdasági megfontolásokból ezt a modellt is elvetettem. A kihagyott változók között szerepel ugyanis a technológia, ami kihat a fajlagos jövedelem alakulására. A két változó közötti korreláció miatt pedig sérül az RE panelmodell egyik alapvető, kiinduló feltétele (lásd például: Greene, 2003:294).

A magyarázó változók köre

A kiinduló szint mellett más változókkal is próbáltam magyarázni a növekedés ütemét. A célom az volt, hogy a kereszthatások nélkül is, más kontrollváltozókkal

korábbiakkal (elsőrendű késleltetések helyett másodrendűek) magyaráztam. Ez a megközelítés kvázi magasabb periódusszámot (három helyett hatot) eredményez, miközben technikailag továbbra is relatív sok megfigyelés áll rendelkezésre. E regressziót azonban nem ismertetem a továbbiakban, mivel hasonló eredményeket kaptam. Ugyanakkor azt is érdemes szem előtt tartani, hogy az instrumentumok jellemzően késleltetett szintbeli, és/vagy differenciált értékek. Azaz gyakorlatilag az „effektív periódusszám” háromnál magasabb az instrumentumokon keresztül a dolgozatban bemutatott modellek esetében.

³⁸ A teszt azon a nullhipotézisen alapul, hogy az LSDV (FE) modell és a GLS (RE) modell is konzisztens, de az LSDV nem hatásos. Az alternatív hipotézis szerint pedig az LSDV konzisztens, a GLS nem az. A próbafüggvény: $W = \chi^2[K-1] = [b - \hat{\beta}]' \hat{\psi}^{-1} [b - \hat{\beta}]$, ahol $[b - \hat{\beta}]$ a kétféle becslőfüggvényből nyert paramétervektorok differenciája, $\hat{\psi}$ pedig a becsült kovariancia mátrix. (Greene, 2003:302)

próbáljak a nem megfigyelt heterogenitás egy jelentős részére kondicionálni. Egyrészt az országspecifikus dummy-k helyett/mellett csoportspecifikus (LDC, OECD, ODA-val, ODA nélkül), illetve kontinens *dummy*-kat (5 változót) képeztem, miközben az idődummy-kat rögzítettem.

Másrészt a *térbeli korrelációt* is megpróbáltam kezelni, amire elméleti és módszertani szempontból számos lehetőség kínálkozik (lásd például: Baltagi, 2003, 14. fejezet). Próchniak és Witkowski tanulmányát (2014) alapul véve a függő változót és a magyarázó változókat egy súlyváltozóval felszorozva bevontam pótlólagosan a regresszióba (Durbin-Watson modell). E súlyváltozót az egy főre jutó korrigált³⁹ GDP értékek átlagtól vett abszolút értékéből számoltam, majd annak inverzét vettem. Ezt követően min-max transzformációt hajtottam végre a normalizálás érdekében. A szerzők azzal érvelnek az eljárás mellett, hogy az a gravitációs modelleken nyugszik: az egyes gazdaságok közötti külkereskedelmi forgalom volumenét befolyásolja a fejlettség szintje. Vagyis a kevésbé fejlettek a kevésbé fejlettekkel, míg a fejlettebb gazdaságok a fejlettebbekkel kereskednek intenzívebben.

Harmadrészt kísérletet tettem arra, hogy a Solow-változókkal kondicionáljam a regressziós modellt. A PWT adatai alapján *két strukturális változóval* bővítettem a modellt (népességnövekedés és beruházások), ami azért releváns, mert a (3.3)-as és (5.2)-es összefüggés alapján valamennyi, egyensúlyi állapotot befolyásoló változóra kondicionálnunk kell. A technológiai haladás ugyan nem ismert, konstans növekedést felételezhetünk, azaz az időhatás megragadhatja a TFP növekedését.

A többváltozós kiterjesztések alapötlete tehát tulajdonképpen az, hogy ahelyett, hogy a nem megfigyelt heterogenitást teljes mértékben figyelmen kívül hagyom, megpróbáljam azt modellezni, feltérképezni.

5.3.2 A panelmodellek fontosabb eredményeinek ismertetése

Az eredmények közgazdasági értelmezése

A panelmodellek eredményeit az alábbi táblázatban foglaltam össze, a regressziós futtatások részletesebb táblázatai a függelék 9.7.3. alfejezetben találhatók.

³⁹ Az eredeti képletet módosítottam: a belföldi felhasználást vettem alapul a GDP helyett, azaz az exportot és az importot kiszűrtem. Abból indultam ki ugyanis, hogy ha a fejlettség és a külkereskedelmi forgalom közötti kapcsolatból szeretnénk építkezni, akkor indokolt lehet a fejlettségből kiszűrni az export és az import volumenváltozásának közvetlen hatását.

5. táblázat: Panenelmodellek eredményei

#	Módszer	Változók a konstans és a $\log y_{i,t-1}$ mellett	Rögzített hatások	Becsült β		R^2	J-statisztika (p-érték)
				együttható	p-érték		
1	Pooled OLS	–	–	0.2	0.48	0.00	–
2	FE	–	Idő & kereszt	–13.0	0.00	0.29	–
3	GMM	Solow-változók	Idő & kereszt	–6.3	0.69	0.00	0.00
4	GMM	Solow-változók, országcsoporthoz és kontinens dummy-k, kontinens interakciós tagok	Idő	–1.8	0.13	0.29	0.97
5	GMM	Solow-változók	Idő	–0.7	0.00	0.25	0.91
6	GMM	–	Idő & kereszt	–2.4	0.12	0.24	0.06
7	GMM	Solow-változók, térbeli korreláció	Idő	–0.7	0.00	0.25	0.80

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Részben a robusztusság ellenőrzése miatt tüntettem fel hét modellt, részben pedig azért, mert más-más konvergenciafogalomhoz kötődnek, és ezzel párhuzamosan az országok közötti heterogenitást is többféleképpen kezeltem. Ezen túlmenően, azért is fontos több modellt vizsgálni, mert egyik sem „tökéletes” a különböző diagnosztikai vizsgálatok alapján. Mindazonáltal elmondható, hogy többé-kevésbé hasonló tendenciákat tükröznek.

A regressziós becslések alapján *nem figyelhető meg abszolút értelemben konvergencia*, összhangban a stilizált tényekkel (lásd: 2.1.3 fejezet). Ez az első modell (pooled OLS) eredményei alapján szembetűnő, amelyben kizárólag a fejlettséggel magyaráztam a növekedés ütemét: a kiinduló jövedelemszint paramétere nem különbözik szignifikánsan nullától. Következésképp, a viszonylag kevésbé fejlett gazdaságok ceteris paribus nem mutattak relatív gyorsabb növekedést a vizsgált időintervallumban. Vagyis divergencia figyelhető meg a világ országai között a panelmodellek alapján is.

Parciális értelemben, azaz *ha bizonyos változókra kondicionálunk, akkor megfigyelhető ugyanakkor egyfajta konvergencia*. Ennek vizsgálatára tettem kísérletet a többi modell keretében. E regressziók esetében azonban teljesen másképpen kell értelmezni az eredményeket, mivel lényegében az egyes gazdaságok saját, illetve csoportspecifikus jellemzőire (ez utóbbi a 4. modell esetében figyelhető meg), azaz az egyes országok/országcsoporthoz egyedi egyensúlyi állapotára kondicionálunk. Az

egyensúlyi állapot pedig nem univerzális, ugyanis ha az lenne, akkor abszolút konvergencia is megfigyelhető lenne.

Következésképp, az első modellt leszámítva valamennyi regresszió azt mutatja meg, hogy az egyes gazdaságok viszonylag mérsékelt, vagy dinamikusabb ütemben konvergálnak a saját, illetve csoportspecifikus egyensúlyi szintjükhöz. Azaz nem szűnnek meg a különbségek az egyes gazdaságok között, hanem csak azok között, amelyekben azonosak a kereszt-/időhatások, illetve a strukturális változók. Vagyis *felzárkózás csak egyes időszakokban figyelhető meg és csak homogén országok között*. Másképpen megfogalmazva ez azt jelenti, hogy bizonyos országspecifikus, illetve Solow-változók egyezése esetén került sor konvergenciára adott országok között.

Az úgynevezett *parciális konvergencia sebessége többé-kevésbé a mainstream alatti (1–2%-os)*, két további modell esetében azonban annál érezhetően magasabb (2. és 3. modell). A kétfajta sebesség közötti különbség jelentős, amit jól érzékelhetünk egy egyszerű példával. Tegyük fel, hogy egy gazdaság az egyensúlyi szintjétől 25%-kal alacsonyabb fejlettségen áll. Ekkor 1,5%-os ütem mellett több mint 130, 15%-os sebesség mellett viszont mintegy 13 év alatt éri el a steady state-et.

A kétfajta specifikáció közül a diagnosztikai vizsgálatok (lásd: 5.3.3-as alfejezet) alapján *1–2% körüli (5. és 6. modell), azaz az empirikus tapasztalatoknál (2–3%) enyhén alacsonyabb konvergenciasebesség tűnik plauzibilisebbnek*, bár a 6. modell eredménye lényegében azokkal összhangban van. Ez az érték azonban pontbecslésként, átlagos parciális hatásként értelmezhető. Ha intervallumbecslést készítünk, akkor a hagyományos megbízhatósági szintek mellett ugyan magasabb konvergenciasebességet is érint az intervallum alsó határa, divergenciát is érint, illetve súrol a felső határ. Azaz az 5. modell esetében $[-1,2; -0,3]$, míg a 6. modell esetében $[-5,3; 0,6]$ a becsült konfidenciaintervallum 95%-os megbízhatósági szinten.

Összességében tehát elmondhatjuk, hogy a *múltbeli empirikus tapasztalatok, valamint a stilizált tények alapján is a visszafogott konvergenciaütem elfogadhatónak tűnik*. Figyelembe kell azonban azt is venni, hogy az együtthatót 1970 és 2011 között becsültem. Készítettem különböző időszakokra vonatkozó becslést is, amik alapján az ütem függ az időhorizonttól⁴⁰. Például az 5. modellben becsült együttható bár

⁴⁰ A 2.3. alfejezetben ismertetett modellek alapján is érdemes ismét felhívni a figyelmet arra, hogy a 2000-es években divergenciát, míg a 80-as években konvergenciát becsültem. Ezen túlmenően érdemes azt is ismételtlen hangsúlyozni, hogy a három éves átlagok képzésével a különböző, konjunkturális jellegű sokkhatásokat nem tudjuk kiszűrni. Emiatt a tényleges konvergenciasebesség eltérhet a becsülttől.

szignifikáns marad, enyhén mérsékeltebb lesz a konvergencia sebessége ($-0,7\%$ helyett $-0,5\%$) akkor, ha '80-as évek vége és 2011 között futtatom a regressziót. A 6. modell esetében viszont – meglepő módon – jelentősen változik a becsült paraméter ($-2,4\%$ helyett $-4,2\%$) akkor, ha szintén 8 periódus áll rendelkezésre a becsléshez. Az utóbbi paraméter kapcsán viszont kiemelendő, hogy 5%-os szignifikanciaszinten nem szignifikáns.⁴¹

Következésképp, a *konvergencia hosszú távú természetéről a modellek alapján nem vonhatunk le messzemenő következtetéseket*. Különösen annak fényében érdemes ezt figyelembe vennünk, hogy a közelmúltban divergenciára utaló jeleket figyelhetünk meg a világ gazdaságban.

A konvergencia természetéről részletesebben

A konvergenciára vonatkozó pozitív eredményeket összességében tehát nem abszolút, hanem bizonyos szempontból klub, illetve feltételes konvergenciára vonatkozó megerősítésként értelmezhetjük. A klubkonvergencia-„szerű” értelmezés mellett szól, hogy a heterogenitás széles spektrumát is lényegében elimináljuk a becslés során. A feltételes konvergencia-„szerű” értelmezés mellett viszont az szól, hogy a béta koefficiensek lényegében a saját egyensúlyi pályához történő konvergenciáról tanúskodnak.

Fontos ugyanakkor megjegyezni, hogy elméletileg mégsem beszélhetünk feltételes konvergenciáról, sokkal inkább egyfajta *statisztikai értelemben vett konvergenciáról*, azaz az egyensúlyi szint fogalma eltér az elméletben definiálttól (például a 3.1.1-es alfejezetben). Durlauf, Johnson és Temple (2004:113) ugyanis felhívta a figyelmet arra, hogy rögzített hatások mellett az egyes gazdaságok másfajta egyensúlyi állapotot érhetnek el akkor, ha azonosak a strukturális változók⁴². Azaz bár β panelbecslése látszólag a feltételes konvergencia tesztelésének fogható fel, elméletileg mégsem beszélhetünk erről, mert a két koncepció között fundamentális különbség húzódik meg.

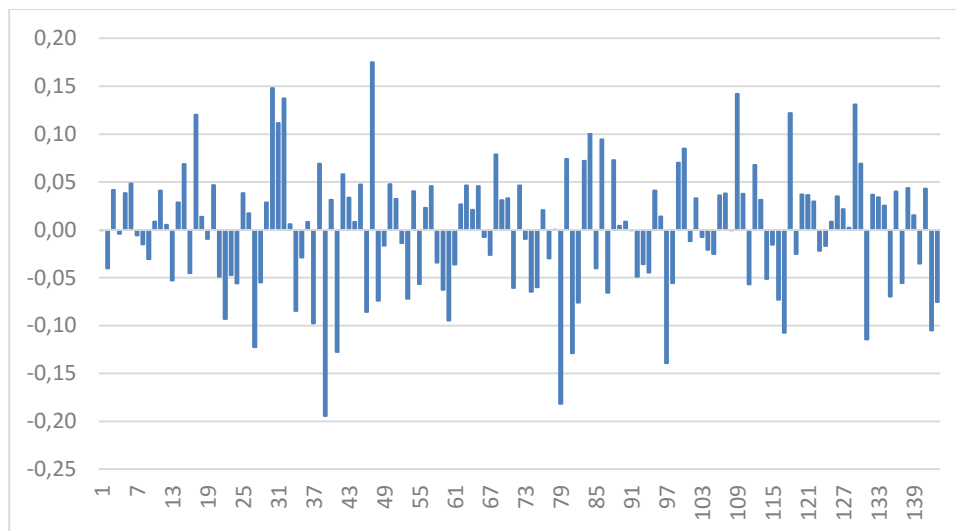
A kereszt- és időhatások bemutatása

Statisztikai szempontból azt mondhatjuk, hogy a rögzített hatású panelbecslés eredményei visszaigazolták, hogy a konstans, országspecifikus egyedhatások (ország

⁴¹ Az időhorizont mellett arra is érdemes ismét (lásd: 2. fejezet) utalni, hogy a béta egy átlagos tendenciát ragad meg. Azaz amellet, hogy az együttható időben változó, régióként is jelentős mértékben eltérhetnek egymástól a becsült koefficiensek.

⁴² Ennek egyik formája például, hogy többféle rezsim, így többféle egyensúlyi állapot is létezik.

dummy-k), illetve a konstans időhatások (idő dummy-k) szignifikánsak. Így tehát ha ezekre kondicionálunk, akkor a konvergenciatulajdonságok is jelentősen módosulnak: divergencia helyett felzárkózást implikálnak. A kereszthatások jelentős szerepét szemlélteti az alábbi ábra:



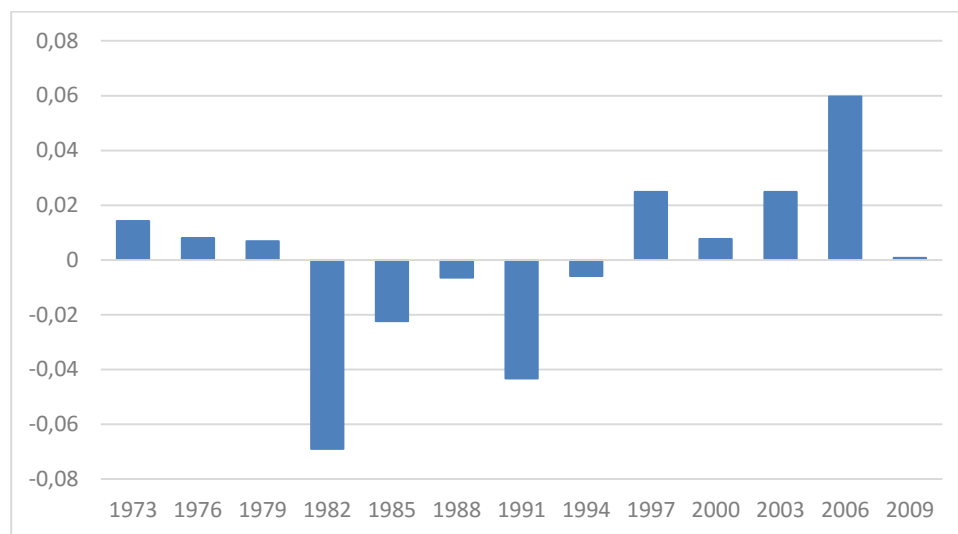
11. ábra: Becsült kereszthatások (a 6. panelmodell alapján)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A kereszthatások visszaigazolták, hogy viszonylag jelentős heterogenitás figyelhető meg az egyes gazdaságok növekedési mintázatában. Egyes gazdaságokban ugyanis a növekedés akár mintegy 18%-kal is gyorsabb vagy lassabb is lehet. A pozitív (+10% feletti) kiugrás mintapéldája Kína, Maldív-szigetek, illetve Finnország, míg a negatív (–18% körüli) Dominika és Luxemburg, vagyis fejlett és kevésbé fejlett gazdaságokat is találhatunk az outlierok között. Következésképp, átlagosan mintegy 0,4 százalékpontos növekedési különbség is előfordulhat ceteris paribus a gazdaságok növekedésében. Ez a növekedési különbség tehát nem a felzárkózásból fakad, ugyanis a modellben kontrolláltam az egy főre jutó GDP kiinduló szintjére. Azaz a fejlettségi szint nem magyarázza a növekedési differenciát, hanem számos olyan tényező áll annak hátterében, amit a regressziók során nem tudtam megragadni a magyarázó változókkal (például intézmények közötti, illetve humán tőkeállományban megfigyelhető különbségek).

Elmondhatjuk tehát, hogy e növekedési különbségek hosszú távon további, jelentős növekedési pályákhoz vezethetnek. Ez az eredmény azt is megerősíti, hogy a konvergenciát sokkal inkább bizonyos országsoportok, illetve bizonyos strukturális változók „hasonlósága” mentén értelmezhetjük.

A keresztthatások mellett az *időhatások is relevánsak*, amelyekre több modell keretében is kondicionáltam:



12. ábra: Becsült időhatások (a 6. panelmodell alapján)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A technológiai haladás ugyan nem ismert, az *időhatás megragadhatja a TFP növekedését*, időszakok közötti eltérését is. Emellett globalizációs tendenciákat is megragadhatnak az időhatások. Láthatóan a 70-es években még beszélhettünk viszonylag gyorsabb növekedési ütemekről, azt követően azonban a termelékenység közismert mérséklődésével párhuzamosan fokozatos lassulás figyelhető meg. A válságot megelőzően viszonylag kedvező konjunkturális környezet és túlfűtött növekedés volt jellemző, emiatt nem meglepő a kiugró szint. A válságot követően gyakorlatilag zérusra mérséklődött az időhatás. Elmondhatjuk tehát összességében, hogy a gazdasági növekedés és a felzárkózás valóban időszakspecifikus, ugyanis eltérő mintázatokat figyelhetünk meg más-más periódusokban.

A konvergenciasebesség empirikus összehasonlításban

Levonhatjuk tehát a következtetést, hogy az adatok visszafogott, 1–2% körüli, feltételes konvergencia-„szerű” felzárkózást implikálnak, ami enyhén elmarad a stilizált tényektől. Ennek hátterében több tényező állhat. Barro és Sala-i-Martin (2004) például a Világbank adatai alapján hasonló mértékű konvergenciasebességet becsült, amit magasabb deflátorokkal magyaráztak. Az eredmények azonban nem tekinthetők rendkívülinek, *szakértők ugyanis több esetben kaptak 2%-nál lassabb sebességet*. Doppelhofer, Miller és Sala-i-Martin (2004) például Bayes-i becslés alapján 1,07%-os

konvergenciasebességet becsült. Ezen túlmenően, természetesen figyelembe kell venni a becslés során annak minta- és időzakspecifikusságát is, ami önmagában is magyarázhatja az eredményeket.

Mint kifejtettem, egyrészt a tőkeállomány és a népesség változását, illetve a GDP kiinduló szintjét tartalmazó modellt, valamint a pusztán fejlettségi szintet tartalmazó modellt tekinthetjük benchmarknak. A kontrollváltozók száma azonban nem nagy és lényegében a Solow-modellben szereplő strukturális változókat tartalmazza. Mindazonáltal érdemes szem előtt tartani, hogy miután a növekedési faktorok egymással korrelálhatnak, a kiinduló feltételek változtatásával azok szignifikanciája is változhat. Levine és Renelt (1992) például a kiinduló jövedelemszint mellett a beruházási rátát (ami korrelál a külkereskedelmi forgalom egyenlegével) találta csak robusztusnak, ami lényegében összhangban van a mostani megállapításokkal.

Érdemes azt is megemlíteni, hogy két modell is magas, 6, illetve 13% körüli konvergenciasebességet mutatott. *A keresztmetszeti regressziókhoz képest a viszonylag magasabb konvergenciasebesség sem meglepő:* Barro és Sala-i-Martin (2004:495) kiemelte, hogy a panelmodellek esetében 12–20% körüli konvergenciasebesség sem rendkívüli. Ennek hátterében a szerzők szerint főleg az állhat, hogy az üzleti ciklusokat nem feltétlenül lehet kiszűrni a viszonylag rövid idősorok miatt.

Végezetül célszerű azt is kiemelni, hogy a magasabb sebességet eredményező modellek más kiinduló feltételekkel rendelkeznek. Mivel az országspecifikus kereszt-, illetve időhatások mellett a 3. egyenlet a Solow-változókat is tartalmazza, *elképzeltető véleményem szerint, hogy egyfajta „túlspecifikált” modellstruktúrával állunk szemben.* Azaz például az időhatások az idősor perzisztenciájának jelentős részét megragadhatják, ami azt eredményezi, hogy kisebb lesz a késleltetett érték becsült perzisztenciája (ez jobban szemléltethető az 5.4-es képlet alapján), és így nagyobb lesz a konvergencia sebessége.

A panelmodellek eredményeinek összegzése

Összességében elmondhatjuk, hogy a béta együtthatója és szignifikanciája alapján kimutatható egyfajta konvergencia a vizsgált időintervallumban, 1970 és 2011 között a világ országaiban, annak sebessége azonban az empirikus tapasztalatoknál valamelyest alacsonyabb, illetve az egyik modell alapján lényegében azonos. E konvergencia nem abszolút, mivel különböző részhatások (alapvetően időhatások, tőke és népesség változása) biztosítják a felzárkózást, azaz a modellek eredményei nem azt mutatják,

hogy a kevésbé fejlett gazdaságok utolérjék a fejletteket, hanem a konvergencia parciális jellegére (azaz csak relatív homogén országcsoportokban figyelhető meg felzárkózás) és a divergencia általános erősödésére hívják fel a figyelmet.

Figyelembe kell azonban vennünk egyrészt, hogy különböző specifikációs hibák is felmerülnek (lásd: 5.3.3-as alfejezet): a 6. modellnél az autokorreláció, a viszonylag magas p-érték, az 5. modell esetében pedig a kereszthatások hiánya okozhat torzítást⁴³. Másrészt gyakorlatilag kizárt, hogy minden releváns változóra kondicionálhassunk, így a kihagyott változók, valamint a mérési hibák is torzítást okozhatnak. Harmadrészt azt is le kell szögeznünk, hogy bár viszonylag sok országot vontam be a vizsgálatba, közel sem valamennyit. Egy általános probléma, hogy a fejlődő országokról kevesebb adat áll rendelkezésre, ezért ezt a tényt az eredmények értékelésekor is figyelembe kell vennünk.

5.3.3 Diagnosztikai tesztek és vizsgálatok futtatása

Az 5.3.2-es alfejezetben (5. táblázat) bemutatott panelmodelleknél számos specifikációs hiba is felmerülhet, amelyek megkérdőjelezik a modellek megbízhatóságát, illetve robusztusságát. Az 1. és a 3. modellben a GDP/fő kiinduló szintjének, paraméterének magas p-értéke (azaz inszignifikanciája), míg a 2. modellben az endogenitási torzítás miatt ezekkel a modellekkel nem foglalkoztam a diagnosztikai vizsgálatok során. A 2. és 3. modell esetében ráadásul túlzottan gyors, nem realisztikus a konvergenciasebesség (bár panelmodellek esetében ez sem irreális), míg a 4. és 7. modellben sok változó inszignifikáns, emiatt ezeket a modellek is negligáltam.

Következésképp, az 5. és a 6. modell tekinthető benchmarknak, emiatt e két panelmodell megbízhatóságát teszteltem. E két modellben szignifikánsan csökkentik az endogenitási torzítást az instrumentumok és az együtthatók nagysága is plauzibilisnek tűnik. Emellett a J-statisztikához tartozó p-értékek is magasak (lásd: Instrumentumok választása alfejezet) és a magyarázó változók is jellemzően szignifikánsak.

A többszörös determinációs együtthatók szerepe

Az R^2 -értékek ugyan viszonylag alacsonyak (25% körüliek), fontos ugyanakkor kiemelni, hogy ez nagyrészt annak függvénye, hogy hogyan is írjuk fel a regressziókat

⁴³ Kísérletet tettem arra, hogy a hibatenyezőket kezeljem (például más instrumentumok, további dinamikus hatások beépítése a regressziókba), de trade off-fal találkoztam: egyes tényezők ugyan kiküszöbölhetőek, más hibaforrásokat viszont generálnak a megoldások.

(lásd: 5.1.3-as alfejezet). Az (5.4)-es összefüggés (amit többek között Islam (1995) is becsült) alapján felírt modellek során lényegesen magasabb R^2 -eket kapnánk, 100% körülieket, melyek során a becsült β -k – mint kifejtettem – numerikusan azonosak a most ismertettekkel. A többszörös determinációs együtthatók közötti különbség hátterében – mint említettem – az áll, hogy a *függő változó* (GDP/fő növekedése) lényegesen *kisebb mértékben szóródik*, mint annak szintbeli megfelelője.

Változók szelekciója

A változók együtthatóinak együttes szignifikanciáját F -statisztikával (Wald-tesztel) teszteltem, mely alapján a legtöbb változó inszignifikánsnak bizonyult; egyedül a Solow-változók jelentettek kivételt. Az *országcsoporthoz és földrajzi régiókra* vonatkozó dummy-k és interakciós tagok inszignifikanciáját alátámaszthatja, hogy jelentősen változtak bizonyos csoporttagságok a vizsgált időintervallumban, illetve hogy a dummy-k egy egyszerűbb, csupán szintbeli, referenciacsoporttól mért különbséget ragadnak meg.

A regressziós eredmények ezen túlmenően nem igazolták vissza a *térbeli súlyok*⁴⁴ szignifikanciáját: a térbeli súlyokkal felszorozott változók együttesen nem különböztek szignifikánsan nullától a Wald-teszt alapján. Ennek hátterében több tényező is állhat: egyrészt, a többi magyarázó változóhoz képest nem feltétlenül hordoznak az interakciós tagok többlet információtartalmat. Másrészt, a térbeli korreláció átfogóbb kezelése⁴⁵ más eredményekhez vezethet. Harmadrészt, az instrumentumok választása nem feltétlenül megfelelő: szintbeli és differenciált elsőrendű késleltetéseket vontam be (a változók akkor is inszignifikánsak, ha csak a szintbeli, vagy csak a differenciált tagok elsőrendű késleltetései szerepelnek). Negyedrészt, a nemzetközi környezet változása (a globalizációs folyamatok erősödése, a multinacionális vállalatok terjeszkedése, a tranzakciós költségeket érintő változások, elektronikus kereskedelem terjedése, stb.) a hagyományos térbeli függőség ellen hathat. Ezt jól szemléletheti például, hogy hazánk legfontosabb külkereskedelmi partnere Németország, e kapcsolati hálót pedig a gazdaságok mérete nem determinálja.

⁴⁴ Mindazonáltal egyes egyenleteknél instrumentumokként felhasználtam a térbeli súlyokat, mivel bevonásukkal néhány esetben jelentősen nőtt a J-statisztika p-értéke.

⁴⁵ Erre nem tettem kísérletet, ugyanis nem álltak rendelkezésre az adatbázisban például bináris külkereskedelmi kapcsolatokra vonatkozó adatok, így azok más adatbázisból való kinyerése további módszertani problémákat okozhatott volna. Ezen túlmenően, távol kerültünk volna az eredeti céltól.

A *Solow-változók* előjelei tipikusan megfelelnek a várakozásainknak: a tőkeállomány változása pozitívan, a népességé viszont negatívan befolyásolja a GDP növekedését. Meglepőnek tűnhet ugyanakkor, hogy abszolút értékben kisebb a tőkeállomány hatása, mint a népességé. Ennek háttérében részben az állhat, hogy a GDP bázisidőszaki szintje már önmagában tartalmazza a tőkehatást. Emellett a stilizált tények alapján a demográfiai trendek tipikusan perzisztensek, a beruházások ugyanakkor a GDP legvolatilisabb komponensét jelentik. Feltételezhetjük továbbá, hogy a t . évben megkezdett projektek jelentős része már lezárult a $t + 3$. évben, így direkt (statisztikai szempontból) nem járulnak hozzá a növekedéshez, csupán a többletkapacitáson keresztül. Az improduktív felhalmozási kiadások is magyarázhatják a relatív kisebb koefficiensét. Azt is figyelembe kell venni az együtthatók összehasonlításakor, hogy a változók nem standardizáltak, illetve hogy a bázisidőszaki jövedelemszint esetében beszélhetünk csak rugalmasságról.

Instrumentumok választása

Az instrumentumok többféleképpen specifikálhatók. A dolgozatban úgy jártam el, hogy szakmai szempontok alapján kiválasztottam bizonyos instrumentumokat, majd ezután teszteltem őket. A GDP/fő esetében instrumentumként tipikusan a szintbeli és differenciált elsőrendű *késleltetéseket* alkalmaztam. A többi változónál zömmel a változások ütemét használtam fel, a szintbeli értékek ugyanis gyakran gyenge instrumentumoknak tűntek. Kísérletet tettem arra is, hogy a GDP/fő növekedését lényegében egy *termelési függvény* inputjaival (azaz tőkével, népességgel, és azok változásával) magyarázzam, melynek keretében az instrumentumok csak a kibocsátáson keresztül hatnak a növekedésre. A *dummy-változókat* exogénnek tekintettem a földrajzi elhelyezkedés esetében, hiszen ezek lényegében „független” változók. Az országcsoportoknál (LDC, ODA, nem ODA, OECD) viszont azzal a feltételezéssel éltem, hogy a változók tárgyidőszaki klasszifikációja ugyan befolyásolhatja a növekedési ütemeket, azokat a bázisidőszaki besorolású dummy-k már közvetlenül nem. Ezen túlmenően, néhány esetben a *térbeli súlyok*, mint instrumentumok bevonása is indokolt volt, mivel azok nélkül gyengének tűntek az instrumentumok.

Az instrumentumok megbízhatóságát J-statisztikával teszteltem. A statisztika túlidentifikációs teszt, azaz amennyiben túlidentifikált (több az instrumentum, mint amennyi szükséges), a modell azt teszteli nullhipotézisként, hogy az instrumentumok, a momentumokra vonatkozó restriktciók megfelelőek-e. A próbafüggvény:

$$\frac{1}{T} u(\beta)' Z \hat{W}_T^{-1} Z' u(\beta),$$

ahol W a súlymátrixot, Z az instrumentumokat, u a hibatagot, β a paraméterek vektorát, T az elemszámot jelöli. (EViews, 2009(2):69)

A J-statisztika (lásd: 5. táblázat) alapján nem minden esetben fogadhatjuk el a próbafüggvény nullhipotézisét: 10%-os szignifikanciaszinten csak a 4., 5. és 7. modell esetében, míg 5%-on a 6. modell is már megbízhatónak tekinthető.

Elméleti kapcsolat a becslőfüggvények között

Közgazdasági értelemben a kiugróan magas konvergenciasebességek nem túl realisztikusak, a visszafogott, 1%-os ütem sokkal hihetőbbnek tűnik. Ezt lényegében támasztja alá Nerlove (1999, 2000) munkássága is, miszerint az OLS és a within group (FE) becslőfüggvény pont az ellenkező irányba torzít, azaz (Durlauf et. al., 2004:109):

$$p \lim \hat{\beta}_{wg} < p \lim \hat{\beta} < p \lim \hat{\beta}_{OLS}, \text{ ahol } wg \text{ a within group (FE) becslést jelöli.}$$

Az összefüggés alapján, az 5. táblázatban ismertetett eredményeket figyelembe véve a béta értékének zérus és 13% között kell lennie. Azaz a konvergencia üteme visszafogott kell, hogy legyen, az intervallum mindazonáltal relatív nagy és a becslt paraméterek rendre beleesnek az intervallumba. A képlet gyakorlati alkalmazásakor ki kell azonban emelni, hogy nagymintás összefüggésen alapul.

Reziduális autokorreláció

A hibatag késleltetett értékei közötti összefüggés amellet, hogy közismerten inkonzisztens becslést eredményez, arra is felhívhatja a figyelmet, hogy a becslt együttható valójában országok között nem azonos. A reziduális autokorrelációs együtthatók szignifikanciáját – különböző késleltetésszámok mellett – a *Q-statisztika* alapján ellenőriztem. A tesztstatisztika (EViews, 2009(1):336) próbafüggvénye χ^2 -eloszlást követ:

$$Q = T(T + 2) \sum_{j=1}^k \frac{r_j^2}{T - j},$$

ahol j és k a késleltetések, T a megfigyelések száma, r az autokorrelációs együttható.

Az alábbi két ábra szemlélteti a tesztstatisztika eredményeit az 5. és a 6. modellre vonatkozóan, a teljes panelminta mentén:

Date: 06/23/16 Time: 13:53
Sample: 1970 2009
Included observations: 1573

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.008	-0.008	0.1089	0.741
		2 -0.028	-0.028	1.3572	0.507
		3 0.018	0.017	1.8620	0.602
		4 0.024	0.024	2.7756	0.596
		5 -0.038	-0.036	5.0315	0.412
		6 -0.003	-0.002	5.0434	0.538
		7 0.002	-0.001	5.0523	0.654
		8 -0.008	-0.007	5.1442	0.742

13. ábra: Reziduális (parciális) korrelogram – 5. modell

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Date: 06/23/16 Time: 13:54
Sample: 1970 2009
Included observations: 1859

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.008	0.008	0.1181	0.731
		2 -0.049	-0.049	4.6393	0.098
		3 -0.061	-0.060	11.482	0.009
		4 -0.041	-0.043	14.581	0.006
		5 -0.105	-0.112	35.250	0.000
		6 -0.071	-0.080	44.611	0.000
		7 -0.048	-0.068	48.949	0.000
		8 -0.035	-0.063	51.206	0.000

14. ábra: Reziduális (parciális) korrelogram – 6. modell

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A próbafüggvény alapján a szokásos (5, 10%-os) szignifikanciaszintek mellett az 5. modellnél *elfogadhatjuk a nullhipotézist*, miszerint zérus a reziduális autokorreláció mértéke, illetve hogy a within group modellspecifikáció hatásosabb az FD becslésnél. A 6. modell esetében 5%-on viszont csak az első két késleltetés esetében tekinthető inszignifikánsnak a hibatag késleltetett értékei közötti korreláció. Mivel a perzisztencia jelenléte valamilyen nem megmagyarázott dinamikus hatásra utal, feltehetően a kihagyott Solow-változók hatásával magyarázható, hogy a 6. modellnél a reziduumok látszólag nem követnek fehér zaj folyamatot.

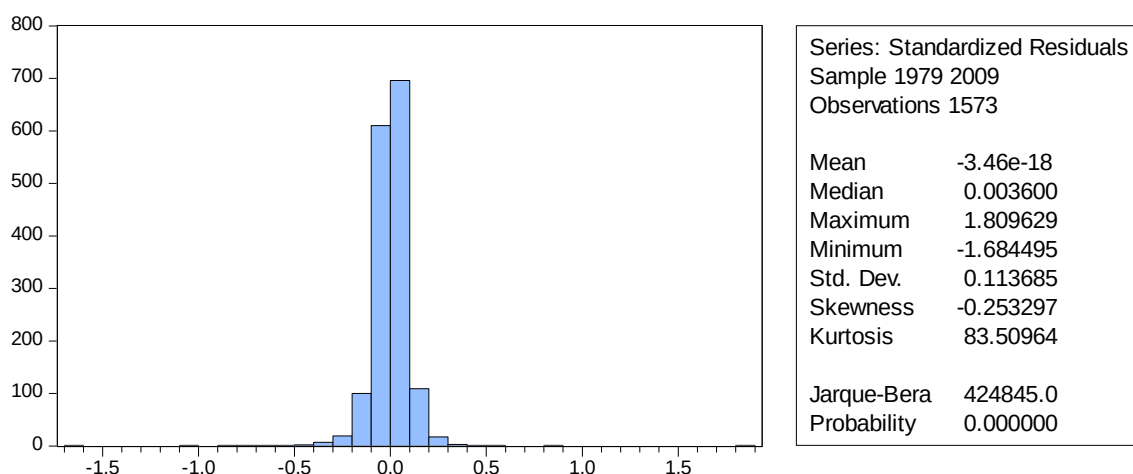
A hibatag eloszlása

A hibatag eloszlását a *Jarque-Bera* próbafüggvénnyel teszteltem, melynek képlete:

$$JB = \frac{N}{6} \left(S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right),$$

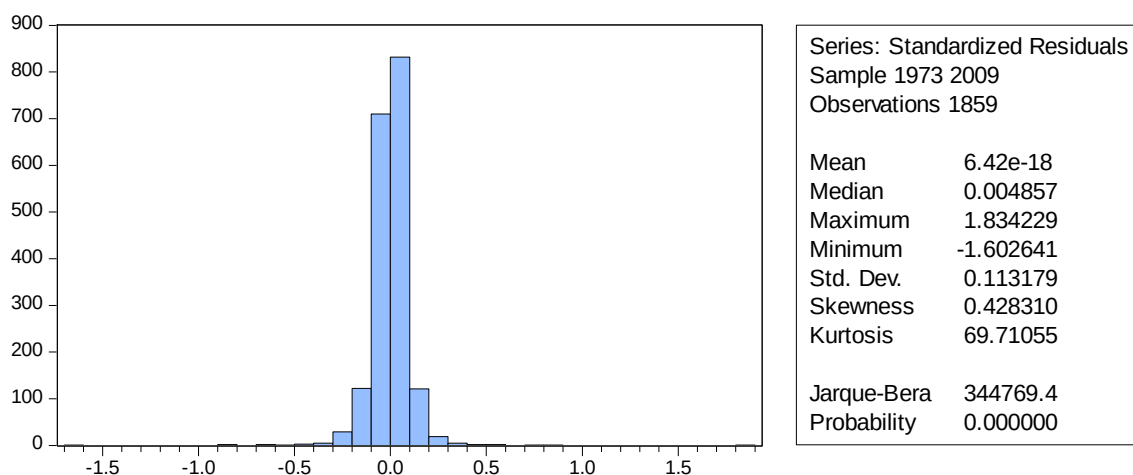
ahol S a ferdeséget, K a csúcsosságot jelöli; a teststatisztika pedig χ^2 -eloszlást követ. (EViews, 2009(1):318)

A hagyományos szignifikanciaszintek mellett sem az 5., sem a 6. modellnél *nem tudjuk elfogadni a nullhipotézist*, miszerint az adatok normális eloszlásból származnak. A maradéktag becült eloszlása a normális eloszlásnál ($K_4 = 3$ -nál) csúcsosabb, illetve annál ferdebb ($K_3 = 0$ -nál) mindkét esetben.



15. ábra: Normális eloszlás – JB-teszt – 5. modell

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)



16. ábra: Normális eloszlás – JB-teszt – 6. modell

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Multikollinearitás

Az egyes magyarázó változók közötti erőteljes korreláció közismerten torzított standard hibákat produkál, extrém esetben pedig (lineáris függőség esetén) az $(X'X)$ mátrix nem invertálható, azaz a regressziós összefüggés nem becsülhető. A 6. modellt ezúttal nem vizsgáltam, hiszen abban a regresszióban a konstans tag mellett csak egy magyarázó változó van. Az 5. modell esetében a multikollinearitást *VIF*-eljárással teszteltem, amely a magyarázó változók közötti korrelációs együtthatókon alapul:

$$VIF = \left(\frac{1}{1 - R^2} \right),$$
 ahol R^2 a magyarázó változók közötti lineáris korrelációs együttható.

Ha a *VIF* értéke 5-nél nagyobb (azaz mintegy 90%-os, vagy annál szorosabb a kapcsolat), akkor a multikollinearitás mértékét jelentősnek tekintjük. A teszt nem mutatott ki erőteljes összefüggést az 5. modellben szereplő változók között:

6. táblázat: Pananelmodell – multikollinearitás tesztelése

Változó	LOG(GDP(-1)/POP(-1))	POP/POP(-1)	K/K(-1)
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	-	-0.18913	0.035667
POP/POP(-1)	-0.18913	-	0.193216
K/K(-1)	0.035667	0.193216	-

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

A viszonylag *mérsékelt multikollinearitás* meglepőnek tűnik, ennek háttérében több tényező is állhat: a Solow-változók növekedési ütemben, míg a fejlettség szintben szerepel, illetve a népesség helyett a foglalkoztatotti létszám korrelálhat erősebben a többi magyarázó változóval.

Ramsey-Reset teszt

A keresztmetszeti *Ramsey-Reset* teszt analógiája alapján a függő változó becsült, négyzetes értékének, valamint a harmadik és a negyedik hatványoknak a magyarázó erejét is teszteltem az 5. és a 6. modell esetében. Ennek a létjogosultsága az, hogy a gazdaságok szerkezete jelentősen eltér, ami nem-lineáris hatásokat eredményezhet:

7. táblázat: Pananelmodell – Ramsey Reset teszt – 5. modell

Dependent Variable: LOG(GDP/POP)-LOG(GDP(-1)/POP(-1))
Method: Panel Generalized Method of Moments
Date: 06/23/16 Time: 14:09
Sample (adjusted): 1979 2009
Periods included: 11
Cross-sections included: 143
Total panel (balanced) observations: 1573
2SLS instrument weighting matrix
Instrument specification: LOG(GDP(-2)/POP(-2)) DLOG(GDP(-2)/POP(-2))
POP(-1)/POP(-2) K(-1)/K(-2) D(SPATIALW_LOG_GDP_POP)
D(SPATIALW_LOG_K_K_1) D(SPATIALW_LOG_POP_POP_1)
(SPATIALW_LOG_GDP_POP(-1)) (SPATIALW_LOG_K_K_1(-1))
(SPATIALW_LOG_POP_POP_1(-1)) C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	-0.004993	0.008427	-0.592551	0.5536
POP/POP(-1)	-0.655384	0.549798	-1.192046	0.2334
K/K(-1)	0.504924	0.682458	0.739860	0.4595
C	0.239527	0.474212	0.505105	0.6136
GDPF^2	-7.268772	21.21665	-0.342598	0.7319
GDPF^3	25.56218	56.24253	0.454499	0.6495
GDPF^4	-19.29788	44.85565	-0.430222	0.6671
Effects Specification				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.131031	Mean dependent var		0.049512
Adjusted R-squared	0.122096	S.D. dependent var		0.131436
S.E. of regression	0.123151	Sum squared resid		23.59846
Durbin-Watson stat	1.982292	J-statistic		2.048081
Instrument rank	21	Prob(J-statistic)		0.726916

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A t-statisztika alapján ugyan a változók együtthatója 5%-os szignifikanciaszinten nem szignifikáns, a koefficiensek együttes szignifikanciáját célszerű tesztelni, ami a multikollinearitás miatt eltérő eredményhez vezethet. Az 5. modell esetében a Wald-teszt során becsült p-érték 0,96, míg a 6. modell esetében 0,99, azaz *egyik modellspecifikációban sem mutatható ki nem-lineáris hatás* a hagyományos szignifikanciaszintek mellett. Mindazonáltal célszerű az eredmények értelmezésekor figyelembe venni, hogy az együtthatók jelentősen megváltoztak, azok kevésbé értelmezhetők. Ennek háttérében az állhat, hogy – a könnyebb áttekinthetőség érdekében – az instrumentumokon nem módosítottam a becslés során.

8. táblázat: Pananelmodell – Ramsey Reset teszt – 6. modell

Dependent Variable: LOG(GDP/POP)-LOG(GDP(-1)/POP(-1))

Method: Panel Generalized Method of Moments

Date: 06/23/16 Time: 14:11

Sample (adjusted): 1973 2009

Periods included: 13

Cross-sections included: 143

Total panel (balanced) observations: 1859

2SLS instrument weighting matrix

Instrument specification: C LOG(K) (POP) POP(-1) DLOG(POP)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	4.589790	119.4729	0.038417	0.9694
C	-42.23004	1094.184	-0.038595	0.9692
GDP2F^2	-642.1738	17797.03	-0.036083	0.9712
GDP2F^3	15955.10	411582.0	0.038765	0.9691
GDP2F^4	-37078.74	940889.4	-0.039408	0.9686

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	-1527.193604	Mean dependent var	0.052606
Adjusted R-squared	-1669.225715	S.D. dependent var	0.130155
S.E. of regression	5.319233	Sum squared resid	48100.21
Durbin-Watson stat	1.890635	J-statistic	6.42E-13
Instrument rank	159		

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Robusztusság: GMM- és GLS-súlyok változtatása

A GMM-becslés során feltételezett súlymátrix (azaz a hosszú távú varianciára tett feltevésünk) befolyásolja a regressziós eredményeket. Hasonlóképpen, a maradéktag varianciájára vonatkozó feltételek hatással vannak a becslőfüggvény hatásosságára. A súlyok változtatása a kiinduló feltételek változtatását, vagyis az eredmények robusztusságának ellenőrzését is jelenti. Ezen túlmenően, ha formálisan nem is, de a homoszkedaszticitásra vonatkozó feltevésünk egyfajta ellenőrzéseként is funkcionál a GLS súlyválasztás technikája. Az alábbi táblázatban kiemeltem néhány speciális esetet a béta együtthatójára és szignifikanciájára vonatkozóan:

9. táblázat: Pananelmodell – súlymátrixok változtatása – 5. modell

Method	Coefficient	Standard error	Prob.
GMM = 2SLS, GLS = no weights, Covariance = ordinary	-0.00727	0.00240	0.00250
GMM = Period SUR, GLS = Period, SUR Covariance = Period SUR	-0.00901	0.00205	0.00000
GMM = White, GLS = no weights, Covariance = White	-0.00768	0.00248	0.00200

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

10. táblázat: Panenelmodell – súlymátrixok változtatása – 6. modell

Method	Coefficient	Standard error	Prob.
GMM = 2SLS, GLS = no weights, Covariance = ordinary	-0.02352	0.015134	0.1204
GMM = Period SUR, GLS = no weights, Covariance = Period SUR	-0.00417	0.046816	0.9291
GMM = White, GLS = no weights, Covariance = White	-0.01958	0.018934	0.3011

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Megjegyzés: kereszt- és időhatások mellett a GLS-súlyok nem változtathatók, így a 6. modellben némiképp más a specifikáció.

Az első eset a kiinduló alapmodellt tartalmazza az 5. és a 6. modellnél. A második esetben időben korrelálhatnak egymással az egy adott gazdaságban becsült hibatagok. A harmadik esetben White-féle⁴⁶, robusztus standard hibákkal számoltam.

A becslések robusztusnak tekinthetők abban az értelemben, hogy hasonló eredményeket kaptam: a standard hibák ugyan eltérőek, a pontbecslések nem változtak jelentős mértékben a legtöbb esetben. A 6. modell esetében ugyan láthatunk jóval alacsonyabb konvergenciasebességet mutató modellt is, a becsült együttható nem különbözik szignifikánsan nullától.

5.4 A béta becslése egy Bayes-i modellből

A továbbiakban egy idősoros modellt mutatok be a konvergencia mérésére. Mint ismertettem a 4. fejezetben, empirikus értelemben kevésbé tekinthető egy idősoros adatokon alapuló konvergenciamodell relevánsnak. Elméleti szempontból viszont számos hasznos következtetés levonására alkalmas lehet az eljárás. A Bayes-i becslés néhány jellemzőjét, alapgondolatát a függelék 9.7.4. alfejezetében mutatom be.

5.4.1 A becslés feltételrendszere

Elméletileg és programozástechnikailag a Bayes-i modell alapjául Canova (2012, 2013), illetve Canova és Marcet (1995) tanulmánya szolgált; a program kódját a függelék 9.7.5. alfejezetében tüntettem fel. A modell részletes leírása, levezetése

⁴⁶ A programcsomagok a hagyományos standard hibákat adják eredményül, vagyis: $V = \sigma^2 I_n (X'X)^{-1}$, ahol σ^2 a hibatag – konstansnak feltételezett – varianciája. Ez a képlet azonban csak homoszkedasztikus hibatag fennállása esetén közelíti konzisztensen a varianciát, heteroszkedasztikus eltérésváltozó esetén közismerten nem. Emiatt robusztus standard hibákat, kiváltképp a White-féle standard hibákat tekintjük benchmarknak. E standard hiba általános alakja (Greene, 2003:193):

$V = (X'X)^{-1} X' \Sigma X (X'X)^{-1}$, ahol Σ a hibatag varianciáját jelöli.

megtalálható az említett forrásokban; az alábbiakban röviden vázolom a főbb kiinduló feltételeket.

Induljunk ki abból a feltételezésből, hogy az egyes gazdaságok egy főre jutó GDP-jének szintjei felírhatók az alábbi, autoregresszív formában a (2.3)-as formula alapján:

$Y_t = c + (1 + \hat{\beta}_{likelihood})Y_{t-1} + e$, ahol: Y jelöli az egy főre jutó GDP hároméves átlagait. A hibatag normális eloszlású fehér zaj folyamatot követ.

A modell idősoros, vagyis bétát országonként becsülöm meg, azaz gyakorlatilag minden ország egy főre jutó GDP-jére AR(1) modelleket írok fel. Ekkor egy adott gazdaságra becsült béta ($\hat{\beta}_{likelihood}$) a hagyományos *OLS-eljárással* közelíthető:

$\hat{\beta}_{likelihood} = (X'X)^{-1}(X'Y)$; $Var(\hat{\beta}_{likelihood}) = \Sigma_e (X'X)^{-1}$, ahol X és Y a független és a függő változókat, Σ_e pedig a hibatag varianciáját jelöli.

Tegyük fel, hogy rendelkezésünkre áll bétáról valamilyen előzetes információ, amelyet az alábbi *prior eloszlás* ragad meg: $\beta = \bar{\beta} + v$, ahol: $v \sim N(\mu, \Sigma_b)$

A prior információt úgyis értelmezhetjük, hogy a v mátrix tartalmára írunk fel megkötéseket, miközben – a szerzők tanulmánya alapján – $\bar{\beta}$ -t nullmátrixként rögzítjük. A v mátrix momentumait négyféleképpen közelítettem:

1. eset: $\mu = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \Sigma_b = \begin{pmatrix} 0.02 & 0 \\ 0 & 0.02 \end{pmatrix}$
2. eset: $\mu = \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \Sigma_b = \begin{pmatrix} 0.2 & 0 \\ 0 & 0.2 \end{pmatrix}$
3. eset: $\mu = \begin{pmatrix} \mu_{e,c} \\ \mu_{e,\beta} \end{pmatrix}, \Sigma_b = \sigma_e^2 \otimes (X_e X_e')^{-1} \cdot 0.02$
4. eset: $\mu = \begin{pmatrix} \mu_{ch,c} \\ \mu_{ch,\beta} \end{pmatrix}, \Sigma_b = \sigma_{ch}^2 \otimes (X_{ch} X_{ch}')^{-1} \cdot 0.02$

ahol: $\mu_{ch,c}$ és $\mu_{ch,\beta}$ a kínai adatokból (egyegyenletes idősoros, AR(1) folyamatból) nyert konstans és béta pontbecslése, illetve σ_{ch}^2 a reziduumok négyzetösszege, míg $\mu_{e,c}$, $\mu_{e,\beta}$ és σ_e^2 Etiópia megfelelő becsült értékeit jelölik.

Az első két esetben tehát a prior rögzített: zérus a várható értéke és tetszőlegesen választott, kalibrált a varianciája a priori meghatározó v változónak. A 3. és 4. esetben pedig két mintaelemből becsültem meg a prior paramétereket. Mind a négy esetben normális eloszlású hibatagot feltételeztem, aminek központi szerepe a poszterior eloszlás levezetésénél van.

A Bayes-i becslés során *béta poszterior alakulására* vagyunk kíváncsiak, ami lényegében azt mutatja meg, hogy hogyan változott a priori feltételezésünk a regressziós becslést (a likelihood függvény felírását és alkalmazását) követően. A poszterior értékek meghatározása gyakran csak szimulációval kivitelezhető, viszont a modellnek zárt megoldása létezik jelen esetben, mivel a prior konjugált (azaz a prior és a poszterior is azonos eloszláscsaládba tartozik) és ismertek annak paraméterei (azaz a hiperparaméterek). Béta poszterior eloszlása e specifikus modell esetében a következőképpen írható fel (a részletes levezetésért lásd: Canova, 2012:13-16):⁴⁷

$$g(\beta|y) \propto g(\beta)L(\beta|y) = \exp\left(-0,5(\beta - \hat{\beta})'Z'Z(\beta - \hat{\beta}) + (z - Z\hat{\beta})'(z - Z\hat{\beta})\right), \text{ ahol:}$$

$$z = \left(\sum_b^{-0.5} \bar{\beta}, \left(\sum_e^{-0.5} \otimes I_T\right)y\right)'; \quad Z = \left(\sum_b^{-0.5}, \left(\sum_e^{-0.5} \otimes X\right)\right)'$$

A poszterior béta becslőfüggvénye pedig:

$$\hat{\beta} = (Z'Z)^{-1}(Z'z) = \left(\sum_b^{-1} + \left(\sum_e^{-1} \otimes X'X\right)\right)^{-1} \left(\sum_b^{-1} \bar{\beta} + \left(\sum_e^{-1} \otimes X\right)'Y\right)$$

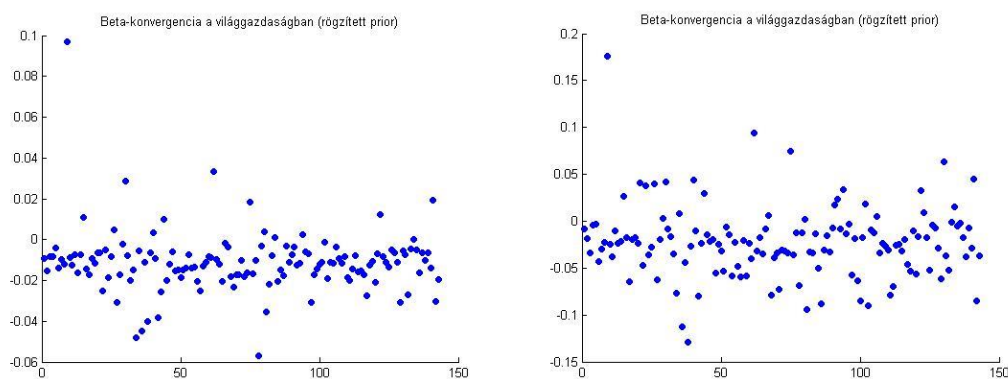
Béta poszterior ($\hat{\beta}$) becslését két tag határozza meg. Az első tag a prior és a likelihood becslésből számított paraméter varianciájának függvényeként áll elő, a második tag pedig a varianciák és a prior várható értékéből ($\bar{\beta}$), illetve a függő (Y) és a független (X) változókból áll. A levezetés – a Bayes-tétel alapján – azon alapul, hogy a béta poszterior alakulása ($g(\beta|y)$) arányos a prior ($g(\beta)$) és a likelihood ($L(\beta|y)$) szorzatával. A sokasági változó, azaz β poszterior becslőfüggvénye tulajdonképpen hasonlít a hagyományos OLS-becslésre azzal a különbséggel, hogy arra lényegében megkötéseket teszünk.

⁴⁷ A levezetés Bayes-i VAR-modellekhez készült, az értekezésben viszont ezek alapváltozatával, egyegyenletes AR-modellekkel foglalkoztam.

5.4.2 A poszterior becslés eredményeinek interpretálása

A modell alapján tehát lényegében különböző restriktciók figyelembe vételével készíthető el béta poszterior becslése. A bétát az egyes idősorokra felírt AR-folyamatok autoregresszív együtthatójából határozom meg: a becsült koefficiensekből kivonok 1-et, hiszen ezúttal mind a függő, mind a magyarázó változót szintben mértem.

A kiinduló esetben, azaz rögzített prior mellett (1. eset) ezúttal is konvergenciát kapunk a vizsgált országok között, tipikusan *1% körüli poszterior béta-értékeket*; az AR(1) együtthatók súlyozatlan átlaga: $-1,1\%$. Érdeemes figyelembe vennünk, hogy a becsült béta-együtthatók 1-1 országra felírt idősoros modellekből származnak. Ez azt jelenti, hogy az AR-modellek a saját egyensúlyi pozícióhoz való konvergenciát írják le, így – miután megkötést sem tettem a konstans tagra – korlátozottan hasonlíthatók össze, következésképp az átlagos értéket is óvatosan szabad értelmeznünk. Vagy másképpen: az átlagos konvergenciasebességeket az eltérő konstans tagok miatt nem értelmezhetjük hagyományos, közgazdaságtudományi konvergenciakoncepcióként.

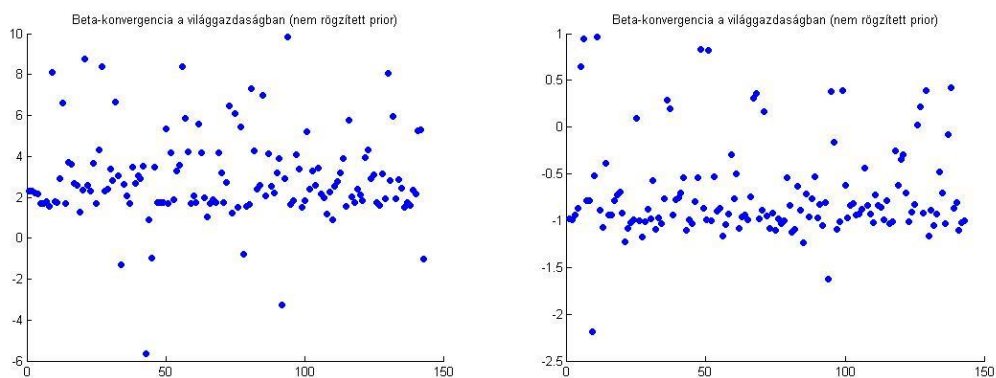


17. ábra: Bayes-i becslés (alap és diffúzabb prior) (1–2. modell – jobb ábra)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

Fontos azt is megjegyezni, hogy az eredményeket befolyásolja a kiinduló feltételezés a prior eloszlásra vonatkozóan: *amennyiben magasabb varianciát feltételezünk* (0,2-t 0,02 helyett), a várakozásokkal összhangban *sokkal diffúzabb mintázatot kapunk*, hiszen kisebb a precizitás (2. eset). A relatíve több outlier azonban összességében markánsabb utolérésre is utal, átlagosan 2,3%-os felzárkózási sebességet, ami az empirikus tapasztalatokhoz közelebb áll. Ez azt is sugallja, hogy a második feltétel közelebb állhat a tényleges mintázathoz. Fontos viszont ismét megjegyeznünk, hogy nem abszolút, illetve feltételes konvergenciát ír le a modell.

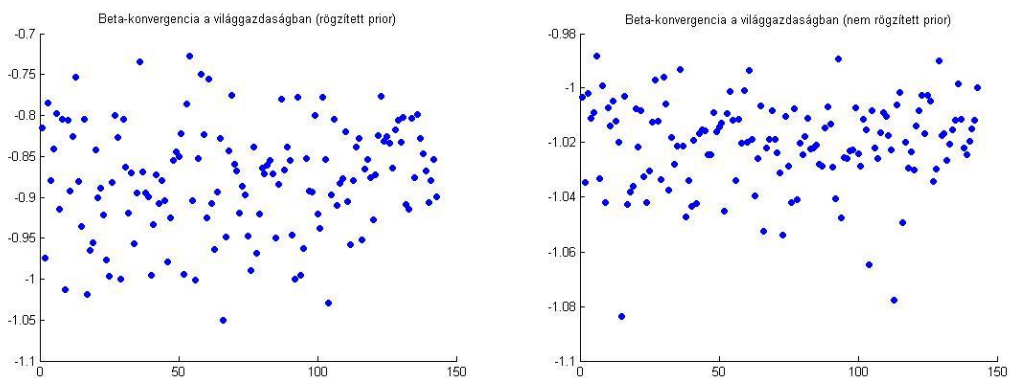
Ha a priori nem rögzítjük, akkor sokkal árnyaltabb képet kaphatunk (3-4. eset). Az eredmények ugyanis jelentősen függenek a mintául választott gazdaság növekedési pályájától. Nem csak a konvergencia sebességét, hanem annak irányát is befolyásolja a benchmark gazdaság: Etiópia esetében 0,3%-os divergenciát, míg a kínai mintázat esetében 2%-os konvergenciát kapnánk az AR(1)-es együtthatók átlagára:



18. ábra: Bayes-i becslés (etiópiai és kínai benchmark) (3–4. modell – jobb ábra)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

A számítások egyfajta tesztelésként, a robusztusság ellenőrzéseként fogható fel, hogy ha nem mintabeli adatokat, hanem véletlen mintázatot veszünk alapul. Amennyiben 0 és 1 közötti, véletlenszám-generátorral előállított adatokkal dolgozunk az idősoros tényadatok helyett, akkor láthatóan a korábbiaknál sokkal diffúzabb a mintázat és nem figyelhető meg tendencia sem, ami összhangban van a várakozásainkkal. Azaz láthatóan nem figyelhetők meg azonos növekedési pályák az adatok véletlen jellege miatt.



19. ábra: Bayes-i becslés (véletlenszám-generátorral – jobb ábra)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

6. EGY ALTERNATÍV MUTATÓ BEVEZETÉSE: OMEGA-KONVERGENCIA

6.1 Bevezetés

A továbbiakban egy új, alternatív konvergenciamutatót ismertetek, melynek néhány jellemzőjét korábbi tanulmányaimban (Gáspár, 2010a, 2010b, 2011a, 2011b, 2012) röviden már vázoltam. Az értekezésben mindazonáltal több szempontból az eredeti koncepció továbbfejlesztésére került sor, mind elméleti, mind empirikus vonalon (például súlyválasztás, klaszterezési eljárás, változók transzformációi).

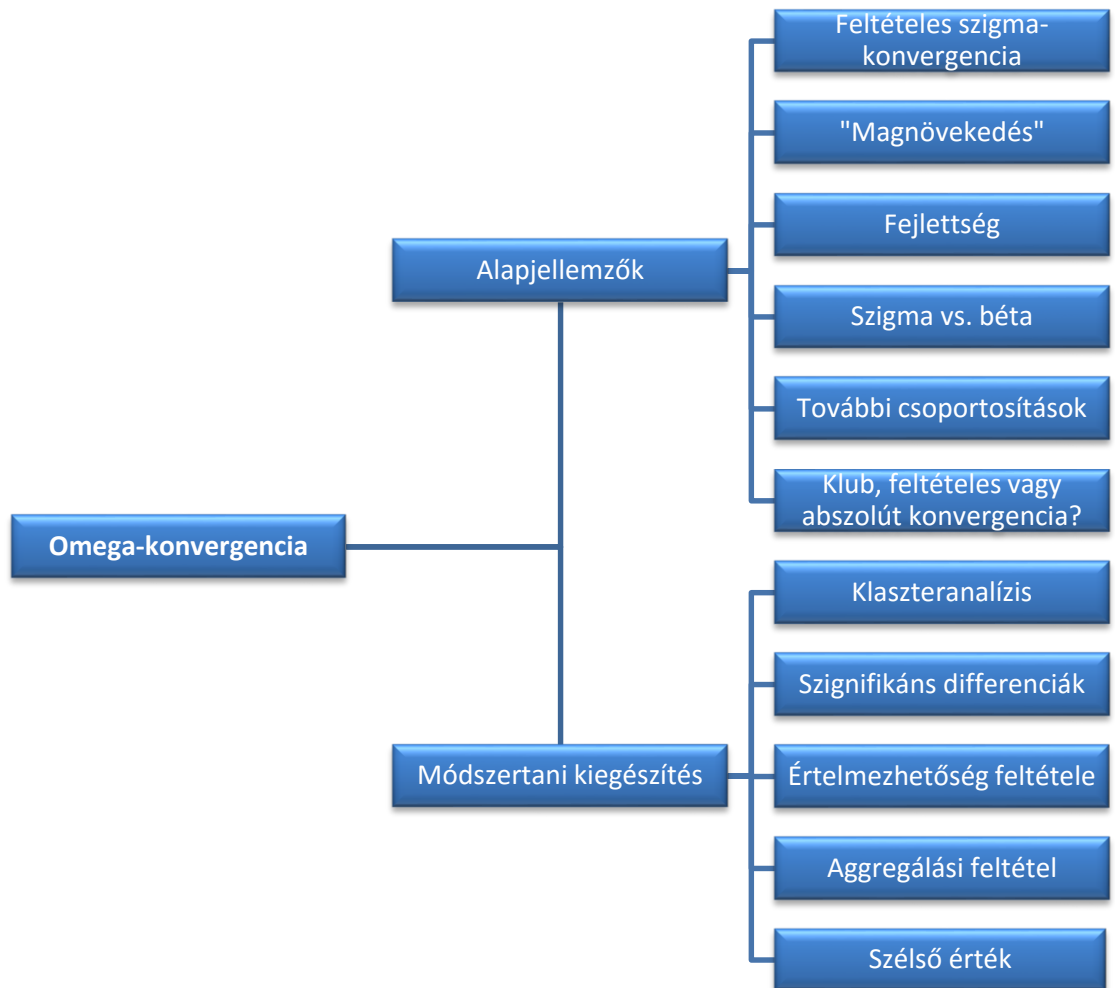
Az omega mutató alapötletét Johnson, Durlauf és Temple (2004) tanulmánya adta. A szerzők szorgalmazták a feltételes béta-konvergencia mintájára a feltételes szigma-konvergencia definiálását. Ezt a gondolatot az értekezésben úgy interpretáltam, hogy több változó mentén, több változóra kontrollálva egyfajta „komplex” szóródási mutató létrehozása érdekes lehet közgazdasági megfontolásokból. Másképpen megfogalmazva ez azt jelenti, hogy a világ országai között ugyan a szóródás tipikusan növekvő tendenciát mutat, ha kontrollálunk az egyensúlyi állapotra, akkor – a béta-konvergencia mintájára – parciális konvergenciára vonatkozó pozitív eredményeket kaphatunk.

A vizsgálandó kérdést úgy közelítettem meg, hogy egy többváltozós adatelemzési technikából, klaszteranalízisből indultam ki. Az adatredukciós eljárásen keresztül tömöríthető az adatok (elsősorban az egy főre jutó GDP és az azt meghatározó strukturális változók, illetve kiinduló feltételek) információtartalma. Ezen túlmenően, a klaszterek képzését azért is tartottam érdekesnek, mert az információtömörítés mellett amellet is érvelhetünk, hogy a változók kisebb mértékű bővülését/csökkenését nem vesszük figyelembe. Azaz bizonyos kisebb, rövidebb üzleti ciklusokat kiszűrhetjük azáltal, ha az egyes klasztercsoportok változását próbáljuk feltérképezni. Másként megfogalmazva ez azt jelenti, hogy a klasztercsoportok változásával egyfajta „magnövekedést” ragadhatunk meg, ami alapján elképzelhető, hogy más tendenciákat kapunk, mint a hagyományos koncepció mentén.

Maga a mutató két részből tevődik össze: a klaszterek változása, azaz egyfajta klaszterugrás mutatja meg, hogy sor került-e érdemi növekedésre a mutatók egy adott körében. Mivel a fejlődő országok esetében az érdemi növekedés konvergenciának, a fejletteknél divergenciának minősül, kontrolláltam arra, hogy fejlett vagy fejlődők-e az egyes gazdaságok. A mutató egyik érdekessége az lehet, hogy amellet, hogy szóródási

mutatóról van szó egyben felzárkózást is mutat, azaz egyfajta szintézise a felzárkózási és a szóródási mutatóknak.

Az alábbi ábra szemlélteti az alternatív indikátor feltételrendszerét, illetve a főbb kritériumait:



20. ábra: Az omega feltételrendszere

Forrás: saját készítés

A továbbiakban első lépésben a mutató elméleti, ezt követően pedig annak technikai hátterével foglalkozom a felsorolt szempontok alapján. Második lépésben pedig empirikus vizsgálatot készítek. A fejezetet néhány főbb következtetéssel, kritikai észrevétellel zárom.

6.2 Az omega elméleti áttekintése

6.2.1 Alapjellemzők ismertetése

Feltételes szigma-konvergencia

Az alternatív mutató kiinduló ötlete Johnson, Durlauf és Temple tanulmányából (2004:53) származik:

„An economically interesting formulation of conditional σ convergence would be a useful contribution”.

A szerzők azzal érveltek, hogy fontosnak tartanak elméleti szempontból a *szigma-konvergencia kiterjesztését* úgy, hogy feltételes konvergenciát is képes legyen az indikátor számszerűsíteni. Az idézett mondatot a szerzők a szigma-konvergencia regressziós közelítésekor (lásd: 4.2. képlet) írták le azzal összefüggésben, hogy relevánsnak tartanak a feltételes konvergencia becslését. Ugyanakkor a regressziós technikák alkalmazásakor több probléma merülhet fel. A szerzők kiemelik, hogy a kiinduló jövedelemszintre való kontrollálás nem vezetne „érdekes” eredményekhez, annak kihagyása viszont torzított becslést eredményezne. (Durlauf et. al., 2004:53)

A szerzők nem foglalkoznak a feltételes szigma-konvergencia explicit formájával. Mindazonáltal érvelhetünk amellett, hogy a regressziós keretrendszer helyett másféle formában is közelíthető a feltételes alak. Írjuk fel a (4.1)-es összefüggést módosítva:

$$\sigma_{\log(y(t)-y^*)}^2 - \sigma_{\log(y(t+T)-y^*)}^2 > 0, \quad (6.1)$$

ahol: σ^2 a logaritmizált GDP/fő és annak egyensúlyi állapotától vett szórása, t - és $t + T$ -edik időszakban ($T > 0$).

A (6.1)-es összefüggést a feltételes szigma-konvergencia egy általános formulájának tekinthetjük, és lényegében egyfajta normálásként értelmezhetjük az egyensúlyi szint kiszűrését. A képlet mögötti intuíció az, hogy a gyakorlatban ugyan az abszolút szigma jellemzően divergenciát mutat, az egyensúlyi állapotra való kondicionálást követően könnyen lehet, hogy egyfajta feltételes konvergenciát is képesek vagyunk kimutatni. Vagyis a szigma-konvergencia abszolút divergencia mellett parciális konvergenciát is mutathat bizonyos kontextusban.

Másképpen megfogalmazva e koncepció háttérében az áll, hogy a fejlődő országok divergenciája lényegében azzal magyarázható, hogy más az egyensúlyi állapotuk, mint a fejlett gazdaságoknak. Azaz a fejlődő gazdaságok fejlettségi szintje közelebb van a steady state-hez és emiatt relatív lassabb a növekedésük. Vegyük például a 3.1.1-es alfejezet mintájára az alábbi Solow-modellt:

11. táblázat: Feltételes szigma konvergencia – egy szimuláció

Ország	s	$n + g + d$	alfa	y^*	$y(t = 1)$	$y(t = 10)$	$y(t = 1) - y^*$	$y(t = 10) - y^*$
Fejlődő	0.100	0.075	0.333	0.144	0.231	0.201	0.087	0.057
Fejlett	0.300	0.075	0.333	0.693	0.462	0.560	-0.231	-0.133
Átlag					0.347	0.380	-0.072	-0.038
Szigma (abszolút)					0.116	0.180		
Szigma (feltételes)							0.159	0.095

Forrás: saját készítés

Egy fejlett és egy fejlődő ország növekedési dinamikájának kalibrált szimulációját láthatjuk a megtakarítási ráta (s), az amortizációs tételek (népesség növekedése, amortizáció és technológiai haladás) és a termelési függvény tőke szerinti rugalmassága (α) alapján. Az egyensúlyi állapotokat a (3.3)-as képlet alapján határoztam meg; az endogén változók logaritmizáltak. A két szimulált gazdaság csak a megtakarítási rátában és a kiinduló jövedelem szintjében (azaz: $y(t = 1)$ -ben és s -ben) tér el: a fejlett országban magasabb a megtakarítás és a kezdeti tőkeállomány. Abból indultam ki, hogy a két ország súlya azonos.

A szimulációs eredmények arra hívják fel a figyelmet, hogy a hagyományos, azaz a (4.1) alapján becsült szigma a divergencia erősödésére hívja fel a figyelmet, ugyanis a 10. periódusban növekedtek az egyenlőtlenségek az 1. periódushoz viszonyítva (0,18 kontra 0,116). Ha viszont kontrollálunk az egyensúlyi szintre a (6.1) alapján, azaz ha az egyensúlyi szinttől vett eltérésre számítjuk ki a szórást, akkor gyökeresen más eredményeket láthatunk: konvergenciát kapunk (0,095 kontra 0,159). Következésképp, *abszolút értelemben divergencia, feltételes értelemben konvergenciát mutatnak a konstruált adatok.*

„Magnővekedés”

A (6.1)-es összefüggés gyakorlati alkalmazásakor nehézséggel szembesülünk, ugyanis az egyensúlyi állapot lényegében egy látens változó. A 3. fejezetben számos növekedési modellt mutattam be, melyek rendre más-más egyensúlyi állapotot, illetve más-más konvergenciasebességeket eredményeztek.

Következésképp, az értekezésben az egyensúlyi állapot explicit formában történő becslése helyett egy általános, többváltozós modellt írtam fel. Abból indultam ki, hogy a konvergenciamutatók alapjául szolgáló egy főre jutó GDP, illetve annak egyensúlyi szintjére felírt proxy-k információtartalmát megpróbálom tömöríteni egy modellben. E modellben tehát a megfigyelt változó mellett a látens változó proxy-jai is megjelennek.

Az *információtömörítés* mellett szól az is, hogy a változók alakulását számos sokkhatás is befolyásolja. A különböző kínálati és keresleti, illetve egyéb sokkok növekedési trendekre gyakorolt hatását tipikusan szeretnénk kiszűrni egy konvergenciavizsgálat során, hiszen a hosszú távú tendenciák felkutatására törekszünk. A konjunktúraciklusok kiszűrésének egyik gyakori módja az, hogy több éves átlagokat képezünk: a béta-konvergencia során erre láthattunk példát az 5. fejezetben; három, öt, vagy tízéves növekedési átlagokkal kiszűrhetjük a rövidebb üzleti ciklusokat.

Az értekezésben bemutatott alternatív megközelítésben úgy jártam el, hogy a rövidtávú ciklikus ingadozásokat, illetve az egyes országok között megfigyelhető egyéb, például mérési hibából fakadó nem szignifikáns eltéréseket egységesen próbáltam kiszűrni. Ez utóbbiak vonatkozhatnak országspecifikus eseményekre, úgymint egy ágazatban megfigyelhető átmeneti, strukturális problémákra (például az agrárium zsugorodó teljesítményére az aszálykárok következtében), illetve technikai tényezőkre, mint például az áthúzódo-, valamint bázishatásra is. Azaz számos olyan tényezőre, amelyek nem tekinthetők sem általános üzleti ciklusoknak, sem csupán szezonális jellegű sokkoknak, azaz nem csak az adott gazdaság éven belüli teljesítményét befolyásolják.

Következésképp, az egyes országok növekedésének feltérképezésekor csupán a jelentősnek tekinthető változásokat akartam alapul venni. Hogy mi is tulajdonképpen a jelentős, és mi a „jelentéktelen”, *klaszterek képzésével* vettem figyelembe. Vagyis egy adott időszakban, vagy időpontban klasztereket képezek az egy főre jutó GDP-ből és az egyensúlyi állapotot meghatározó főbb változókból is. Ez lesz a kiindulópont, azaz a bázisidőszak szintje az adott változók körében. A legalacsonyabb, 1-es klasztercsoport a legalacsonyabb fajlagos, normált jövedelemszintet, illetve életszínvonalat jelöli, a 2-es a második legalacsonyabbat, és így tovább. Az eljárást megismétlem egy másik időpontban vagy időszakban, azaz egy tárgyidőszakban. A két időszak közötti eltérést, azaz az úgynevezett klaszterugrást tekintem a mutató kiinduló értékének. E klaszterugrásokat tehát a következőképpen definiáltam:

$$(K_{C,i} - K_{B,i})$$

ahol:

- K : klaszter sorszáma ($K_{min} = 1, \dots, K_{max}$)
- C : tárgydőszak
- B : bázisdőszak
- i : ország

A klaszterugrások kapcsán érdemes még egyrészt kiemelni, hogy a meglévő országok közötti különbségek olyan jelentősek is lehetnek, hogy a fejlettek klaszterugrásának hiányában sem figyelhetnénk meg tényleges felzárkózást. Ezt a problémát a mutató normálása alapvetően kezeli (lásd: következő alfejezet), ami lényegében azt eredményezi, hogy *indirekt módon a klaszterugrások hiánya is befolyásolja a mutató alakulását.*

Másrészt a klaszterugrások az üzleti ciklusok és egyéb, mérsékelt ingadozások kiszűrése mellett tulajdonképpen a szegénységi csapdák (3.3.1. alfejezet) vizsgálatának támpontjául is szolgálhatnak. Egy fejlődő gazdaság szignifikáns mértékű növekedése ugyanis azt eredményezheti, hogy kikerült a szegénységi csapdából és új, magasabb egyensúlyi szintű növekedési pályára állt.

Fejlettség

A klaszterek sorszámanak változása egyfajta benchmarknak tekinthető. Megmutatja, hogy az országok növekedése jelentős-e. Ha jelentős (azaz klaszterugrásra került sor), akkor az adott gazdaságok növekedése közvetlenül beleszámít a mutató alakulásába. Ez ugyanakkor nem mond semmit arról, hogy sor került-e konvergenciára, vagy sem.

A klaszterugrások mellett ezért figyelembe vettem, hogy *fejlődő vagy fejlett* országról van-e szó. E szeparáció azért szükséges, mert ha egy kevésbé fejlett ország (például átlag alatti GDP/fő) ér el a tárgydőszakra jelentős növekedést, azt konvergenciának, ha viszont egy fejlett ország (például átlag feletti GDP/fő) növekszik, az már divergenciának tekinthető. *A fejlettség, mint súly méri tulajdonképpen az egyenlőtlenség fokát*, azt, hogy mennyire fejlett egy gazdaság. Így tehát elkerülhetjük a hamis divergenciát vagy konvergenciát. Ugyanis kizárólag a fejlettségi színvonal határozhatja meg, hogy az adott gazdaság szignifikáns növekedése erősítette, vagy gátolta a konvergenciát.

Maga a fejlettség többféleképpen⁴⁸ is mérhető. A fejlettség függhet például az egy főre jutó GDP bázisidőszak szintjétől. A tárgyidőszaki jövedelmet is figyelembe vehetjük, hiszen ha a tárgyidőszakra túlságosan magas jövedelmet ér el egy ország, akkor ennek egy részét „károsnak” is tekinthetjük abban az esetben, ha a többi ország teljesítményét jelentősen túlszárnyalja. Ez természetesen szubjektív, azaz pozitív jelenséggként is értelmezhető a teljes folyamat. Vagyis ismét ki kell emelnünk, hogy a konvergencia koncepciója empirikus jelenséggként fogható fel.

A fejlettséget így definiálhatjuk például a következőképpen:

$$DEV_{\bar{x}} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{f_{i,B} \cdot [x_{i,B} - \bar{x}_B] + f_{i,C} \cdot [x_{i,C} - \bar{x}_C]}{f_{i,B} + f_{i,C}} \right), \quad (6.2)$$

ahol:

- f : népesség
- x : a fejlettséget megalapozó mutató (GDP/fő), illetve annak átlaga
- i : ország

Az egyes országok jövedelmének eloszlása – különösen világviszonylatban nézve – nem szimmetrikus: baloldali, jobbra elnyúló aszimmetria feltételezhető. Így a számtani átlag helyett célszerűbb lehet mediánt számolni, ami kevésbé érzékeny a kiugró értékekre:

$$DEV_{me} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{f_{i,B} \cdot [x_{i,B} - me(x_B)] + f_{i,C} \cdot [x_{i,C} - me(x_C)]}{f_{i,B} + f_{i,C}} \right) \quad (6.3)$$

Akárhogyan is értelmezzük azonban a fejlettséget, *a súly előjele pozitív, ha fejlett, és negatív, ha fejlődő országról van szó* a klasszifikációk alapján. Azaz az egyes megközelítések közötti eltérések „csupán” azt befolyásolják, hogy mekkora az egyes gazdaságok egymáshoz viszonyított relatív fejlettsége.

⁴⁸ Gondolhatunk alternatív megközelítésekre is, olyan mutatókra, amelyek nem jelennek meg a hagyományos, pusztán makrogazdasági szempontrendszerben. Ilyenek lehetnek például mindenféle környezeti (például szennyezőanyag-kibocsátás), demográfiai indikátorok (például humán tőke fejlettségi szintje). Ilyen szempontokat nem vontam be a dolgozatban, elsősorban amiatt, mert az egyes alternatív szempontok nagyon sok kérdést vetnek fel a súlyozás tekintetében.

Szigma- vs. béta-konvergencia

Az alternatív mutató egyik alapgondolata az, hogy a *szigma- és béta-konvergencia között egyfajta szintetizálási lehetőséget teremtsen*. A szigma-konvergencia előnye abban rejlik, hogy többet mutat, mint a béta-konvergencia. A regressziós együtthatók továbbá nem mindig értelmezhetők és az endogenitási torzítás miatt a bétán alapuló következtetések sem mindig irányadók.

A gyakorlatban viszont a béta-konvergencia is gyakran képezi a vizsgálatok alapját. Ennek háttérében részben az állhat, hogy az ökonometriai kutatások szerepe jelentősen megnőtt az elmúlt években, részben pedig az, hogy az indikátor könnyedén kondicionálható. Ezen túlmenően a béta könnyen értelmezhető és mind az elméleti, mind a gyakorlati koncepciókhoz jól köthetők. Így a béta-konvergencia alapján közvetlenül következtethetünk például az utolérésre, ami gyakran a konvergenciavizsgálat fő célja. Az eloszláson alapuló mutatók alapján erre gyakran közvetlenül nem következtethetünk.

Az alternatív mutató kialakításakor így a fő célom az volt, hogy ezt a „kettős jellemzőt” megtartsam, vagyis úgy mérhessünk felzárkózást, hogy közben egy egyenlőtlenségi mutatót definiálunk. A „béta oldaláról” a szintetizálási lehetőséget az jelenti, hogy a *klaszterugrások lényegében egyfajta felzárkózást mérnek*. A „szigma oldaláról” pedig a fejlettség, mint egyfajta *súly eredményez tulajdonképpen egy szóródási típusú mutatót*. Ezen túlmenően, a szintetizálási lehetőséget az is biztosítja a feltételes mutatók között, hogy az egyensúlyi állapotot meghatározó kontrollváltozók is felhasználásra kerülnek.

További csoportosítás

Részben közgazdasági szempontokból, részben a heterogenitás átfogóbb feltérképezése érdekében az empirikus vizsgálatban *részmintákat képezek* (LDC, ODA, ODA nélküli, OECD), amelynek során mind a csoportokon belüli, mind a csoportok közötti szóródásból is építkeztem.

Klub, feltételes vagy abszolút konvergencia?

Az omega mutató kialakításakor feltételes szigma-konvergencia mérését tűztem ki célul. A bevont mutatók köre alapján beszélhetünk feltételes, vagy klubkonvergencia-„szerű” koncepcióról annak függvényében, hogy strukturális változók, vagy kiinduló feltételek szerepelnek-e a klaszterekben. Mindazonáltal egy alternatív szóródási mutató

esetében nem feltétlenül triviális a koncepciók szétválasztása, emiatt összességében *statisztikai konvergenciáról beszélhetünk* (lásd: 5.3.2. alfejezet). Például a földrajzi dummy-kal való kiterjesztés nem párosul automatikusan azzal, hogy az országsoportspecifikus szóródás egy konstans ütem felé konvergál. A strukturális változók esetében pedig klaszteranalízis nem biztosítja, hogy az egyes változók az egyensúlyi állapotot megfelelően reprezentálják. Így az a tény, hogy a népességnövekedés lassítja a GDP/fő növekedését nem feltétlenül teljesül alapértelmezésben.

6.2.2 A mutató formalizálása

Az előző alfejezetben bemutatott főbb kritériumok és szempontok az alábbi képlettel formalizálhatók:

$$\Omega = \sum_{i=1}^n \rho_i \omega_i = \frac{\sum_{i=1}^n (K_{C,i} - K_{B,i}) \cdot DEV_{i,j}}{\sum_{i=1}^n |DEV_{i,j}|}, \quad (6.4)$$

ahol:

- K_{max} : legmagasabb klaszterszám
- K_{min} : legkisebb klaszterszám
- K : klaszter sorszáma ($K_{min} = 1, \dots, K_{max}$)
- C : tárgyidőszak
- B : bázisidőszak
- DEV : fejlettség
- x : a fejlettséget megalapozó mutató (egy főre jutó GDP)
- i : ország
- j : átlag ($j = 1$), medián ($j = 2$)
- ρ : fejlettségi arányszám

Az alternatív indikátor kiszámításához tehát egy tetszőlegesen választott időpontban, vagy időszakban (B) klasztercsoportokat (K) határozok meg – elsősorban – az egy főre jutó GDP-adatok és a strukturális változók alapján, majd megismétlem az eljárást egy másik időpontban, vagy időszakban (C). Az országokénti két időszak/időpont közötti

klaszterugrásokat a fejlettség (*DEV*) alapján súlyozom, így egy súlyozott konvergenciamutatót kapunk eredményül.

Az omega keretében bizonyos értelemben felzárkózás, bizonyos értelemben szóródás számszerűsítésére tesztek kísérletet. Az alternatív mutató ugyanis tulajdonképpen fajlagos jövedelmekből és más potenciális változókból képzett *klaszterugrásokra felírt módosított súlyozott szóródási mutató*, amellyel a konvergencia illetve divergencia tényét és sebességét mérem. A klaszterugrást úgyis értelmezhetjük, mint a mérsékeltebb, ciklikus jellegű ingadozások kiszűrését a konvergenciafolyamatok feltérképezésekor. Ezen túlmenően az eljárás biztosítja a többváltozós modell keretrendszerét, aminek keretében kondicionálhatunk az egyensúlyi állapotr.

Elmondhatjuk, hogy minél kevésbé fejlett egy ország (súlyozott mediántól vagy átlagtól vett eltérés alapján) és minél magasabb a növekedési üteme, annál magasabb lesz a konvergencia üteme is. Tegyük fel, hogy egy ország a bázisidőszak és tárgyidőszak között dinamikusán növekszik, olyannyira, hogy klasztert is ugrik. Ha az ország fejlődő, akkor ezt a folyamatot konvergenciának, ha viszont fejlett, akkor divergenciának tekintem. Továbbá minél több klasztert ugrik, illetve minél magasabb az adott ország súlya, annál erőteljesebb lesz az adott folyamat intenzitása is.

Másképpen megfogalmazva az *omega tulajdonképpen az átlagos klaszterugrások nagyságát mutatja* meg úgy, hogy közben kontrollálok arra, hogy fejlett vagy fejlődő országról van-e szó. Ha egy fejlődő gazdaság 1 klaszterszintet ugrik, például 1-es klasztercsoportból 2-esbe kerül, akkor az omega az adott gazdaságra vonatkozóan -1 lenne. Következésképp, ha az omega értéke negatív konvergencia, ha pozitív, akkor divergencia figyelhető meg.

A nevezőben az *abszolút értékre azért van szükség, hogy egyrészt valamennyi mintaelem beleszámítson a mutatóba, másrészt pedig hogy a hamis konvergenciát illetve divergenciát elkerülhessem*. Az előbbi mellett azzal érvelhetünk, hogy miután klaszterugrás tipikusan nem figyelhető meg valamennyi gazdaságban, a nevezőben valamennyi potenciális súlyt figyelembe veszem egyfajta „büntető” jelleggel. Ez gyakorlatilag azt jelenti, hogy ha egy magas súllyal rendelkező fejlődő gazdaság nem ugrik klasztert, akkor jelentősen visszafoghatja a konvergenciafolyamatokat. Ezt úgyis értelmezhetjük, hogy érdemi növekedés hiányában a meglévő szintbeli különbségek is divergenciát implikálnak akkor, ha a konvergencia sebessége nem kellőképpen erőteljes. Az utóbbi kapcsán pedig azt emelhetjük ki, hogy abszolút érték hiányában a negatív és pozitív fejlettségi szintek ki is olthatnák egymást.

Felmerülhetnek egyéb, technikai jellegű kérdések is a mutatóval kapcsolatban, melyeket a következő alfejezetben ismertetek.

6.2.3 Módszertani kiegészítés az omega mutatóhoz

Klaszteranalízis

Klaszterek helyett pusztán a tárgy- és bázisidőszaki adatok közötti különbségekből is számszerűsíthetjük a növekedési trendeket. Miután a konvergenciafolyamatokat hosszabb távon célszerű vizsgálni, a rövidtávú ingadozások kiszűrése érdekében – a 6.2.1-es alfejezetben ismertettek alapján – hasznos információt hordozhatnak a klasztercsoportok, vagy a kétfajta megközelítés összehasonlítása.

Az értekezésben vázolt klaszterezési eljárás mellett természetesen másféle megközelítések is léteznek az üzleti ciklusok kiszűrésére. Ezek közé tartozik például a közismert Hodrick-Prescott (1997) filter, amely egy sztenderd eljárás a makroökonomiai idősorok hosszú távú trendjeinek feltérképezésére.

A klaszteranalízis kapcsán érdemes megjegyezni, hogy nem létezik egységes megközelítés arra vonatkozóan, hogy hogyan, milyen módszerrel, milyen algoritmussal határozzuk meg a klasztereket⁴⁹. Ha többféle adattípussal (tipikusan folytonos és bináris változókkal) dolgozunk, akkor *kétlépcsős eljárást* célszerű futtatni, amelyben első lépésben az „előklasztereket” állapítjuk meg, melyekre második lépésben hierarchikus klaszteranalízist futtatunk le (Norušis, 2011). Az értekezésben én is ezt az eljárást alkalmaztam.

Az empirikus vizsgálatban egy standard eljárás figyelembe vételével, a *Schwartz-féle információs kritérium* (SBC) alapján határoztam meg a klasztercsoportok számát. A klaszterezést ezt követően egy másik eljárás, a *sziluett együttható* alapján is teszteltem. A sziluett együttható azt mutatja meg, hogy az egyes rekordok (*i*) mennyivel vannak távol a saját (*a*) és a leghasonlóbb klaszter (*b*) középpontjától, figyelembe véve azok legmagasabb értékeit. A „gyenge” eredmények tulajdonképpen arra utalnak, hogy nem megfelelő a klaszterezés (azaz túl sok, vagy túl kevés a klasztercsoport). Ekkor ugyanis elképzelhető, hogy az adott rekordot inkább a leghasonlóbb klaszterbe kellett volna sorolni. A mérőszám képlete: (Rousseeuw, 1987)

⁴⁹ A különböző klaszterezési eljárások bemutatásával és azok összehasonlításával az értekezésben nem foglalkozom, mivel távol kerülnénk az eredeti célkitűzéstől. Néhány szempontot mindazonáltal érdemes kiemelni, amelyeket a függelékben (9.8.1. alfejezet) vázoltam tömören.

$$s(i) = \frac{b(i) - a(i)}{\max\{a(i), b(i)\}}$$

Szignifikáns differenciák

Az omega nullával egyenlő abban az esetben, ha nem került sor klaszterugrásra. Erre – mint említettem – azért van szükség, hogy csak és kizárólag a jelentős eltéréseket vegyük figyelembe, azaz, ha:

$$(K_{C,i} - K_{B,i}) = 0, \text{ bármely } i \text{ esetén,} \quad (6.5)$$

akkor: $\omega_i = 0$

Értelmezhetőség feltétele

A mutató értelmezhetőségének feltétele, hogy a fejlettség (*DEV*) definiálható legyen. Ez gyakorlatilag azt jelenti, hogy az egyes gazdaságok fejlettségi szintje nem egyezhet meg a benchmark fejlettségi színvonallal (mediánnal, illetve az átlaggal). Vagy másképp: *ha egy adott ország nem is fejlett, illetve nem is fejletlen, akkor a mutató (ω_i) nem értelmezhető.*

Aggregálási feltétel

Az omega csoportspecifikus részmutatók összegeként is definiálható:

$$\Omega = \sum_{i=1}^n \rho_i \omega_i \quad (6.6)$$

Az omega tehát egyszerűsíthető és felírható két tétellel: egyrészt az egyes klaszterugrásokkal (ω_i), másrészt az egyes gazdaságok országspecifikus és a benchmark fejlettségi színvonal (ρ_i) arányával. Ez utóbbi lényegében az egyes gazdaságok relatív fejlettségét jelöli.

Szélsőérték

Tegyük fel, hogy valamennyi gazdaság 1 klasztert ugrik, ekkor az omega értéke, azaz az átlagos klaszterugrás is egységnyi (azaz -1) lesz. Érdeemes megjegyezni, hogy a gazdaságok súlya ebben az esetben nem befolyásolja a mutató értékét, ugyanis a (6.4) alapján a számlálóban és a nevezőben is egyszerűsíthetnénk *DEV*-vel. A *DEV*-nek, mint súlynak viszont jelentősége van akkor, ha nem ugrana minden egyes ország klasztert (ami realisabb feltevés), illetve egyes gazdaságok alacsonyabb klaszterekbe kerülnének

a tárgyidőszakban. Ennek háttérében az áll, hogy a nevezőben abszolútérték szerepel (lásd: az előző alfejezetben említett büntető jelleg).

Tegyük fel a továbbiakban, hogy minden gazdaság két klasztert ugrik, ekkor a mutató értéke -2 lenne. Vagyis a *klaszterugrások átlagos mértékét befolyásolja, hogy mennyi klaszter képeztünk*. Emiatt elvileg normálhatnánk a mutatót annak érdekében, hogy az omega a $[-1,1]$ intervallumban szóródjon a K_{max} és K_{min} tagokkal felhasználásával, ahol:

- K_{max} : legmagasabb klasztercsoport
- K_{min} : legkisebb klasztercsoport (tipikusan $= 1$).

A normálást nem végeztem el, ugyanis a minimum/maximum ugrások sokkal inkább elméleti jelentőséggel bírnak. Azaz nem fordulhat elő, hogy valamennyi gazdaság azonos klaszterbe kerül, akár egy időszakban is. Realisabb azt feltenni, hogy csupán egy gazdaság került magasabb (alacsonyabb) klaszterbe a bázisidőszakban, míg tárgyidőszakban teljes felzárkózás (leszakadás) történt. Ekkor a mutató értéke az elméleti minimum (maximum) körül alakulna. Statisztikailag természetesen az sem tekinthető reális esetnek, hogy egy klaszterben egy elem van, míg egy másikban az összes többi. Ekkor ugyanis nem lenne optimális a klaszterezési eljárás, azaz az elméleti értéktől a gyakorlatban még távolabb helyezkednének el a kapott eredmények.

Ezen túlmenően, nincs is feltétlenül értelme normálni a mutatót. Miután a mutató átlagos klaszterugrást reprezentál, nehezebben lehetne értelmezni az indikátort, ha egy zárt intervallumban próbálnánk azt interpretálni. Azt is érdemes figyelembe venni, hogy ha K_{max} eltér a bázis- és a tárgyidőszakban, akkor kiváltképp kérdéses a normálás létjogosultsága.

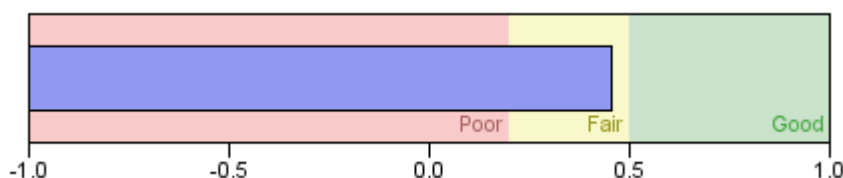
6.3 Omega empirikus vizsgálata strukturális változókra kontrollálva

A továbbiakban két empirikus vizsgálatot mutatok be az előző alfejezetben felvázolt alternatív mutató alapján: első körben az egy főre jutó GDP, beruházások és népességnövekedés, majd második körben a földrajzi elhelyezkedés (5 kontinens-dummy) és a fajlagos jövedelmek alapján a PWT-adatok felhasználásával (a mutatók leírása megtalálható a 4.1-es alfejezetben). Míg előbbi feltételes konvergencia-„szerű”, utóbbi klubkonvergencia-„szerű” megközelítésként fogható fel (lásd: 6.2-es alfejezet).

6.3.1 Az omega kiszámításának lépései

1. lépés: Klaszterek

Ezt követően, a kétlépcsős klaszteranalízis futtatása után a mintát ismét két részmintára osztottam, és az egyes gazdaságokhoz a megfelelő bázis- és tárgyidőszaki klasztertagságokat rendeltem. Azaz technikailag egy klaszteranalízist futtattam le annak érdekében, hogy a két időszak eredményei minél jobban összehasonlíthatók legyen. A Schwartz-féle információs kritérium alapján *öt klaszter körvonalazódott*. A sziluett együttható alapján *az illeszkedés lényegében megfelelőnek tekinthető*:



Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

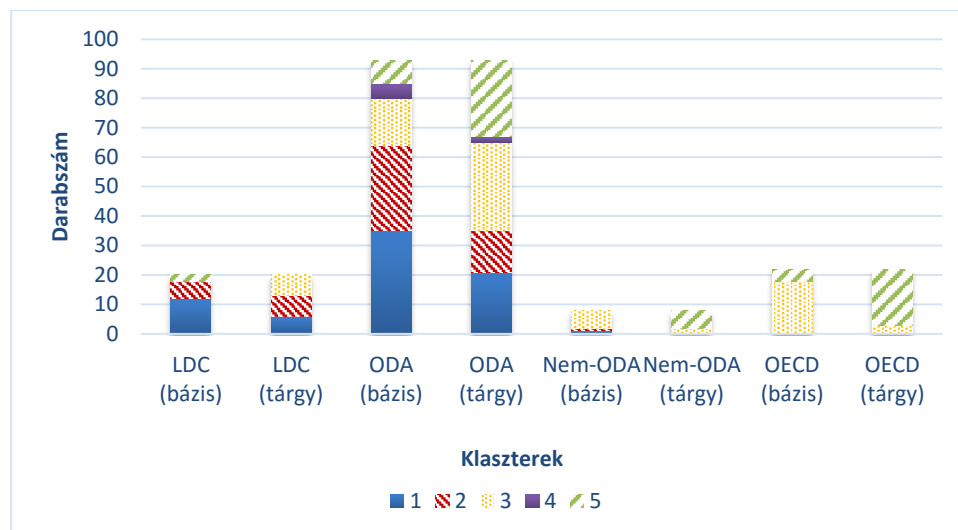
A klaszteranalízis technikai vizsgálata mellett egyfajta szakértői ellenőrzést is végrehajtottam több szempont alapján:

- *Növekvő klasztersorszámok*: miután az adatokat az egy főre jutó GDP alapján rendeztem sorba, ezért magasabb klaszterszámok tipikusan magasabb fajlagos jövedelemmel kell, hogy párosuljanak (azért csak tipikusan, mert az eljárás többváltozós);
- *Változékony csoportok*: ne legyen sok, viszonylag kis elemszámú klaszter (ezt lényegében a sziluett együtthatható is teszteli);
- *Kína meghatározó szerepe*: Kína támogassa a konvergenciafolyamatokat a jelentős bővülése miatt;⁵⁰
- *Az afrikai gazdaságok mérsékelt szerepe*: a kontinens gazdaságai viszonylag szerény növekedést mutattak, ezért a konvergenciához nem járulhattak hozzá jelentős mértékben;
- *Az OECD-tagállamok gyorsulása*: az OECD-tagok jelentős növekedése szinten tartásként, vagy klaszterugrásként kerüljön számszerűsítésre.

E szempontokat egyfajta stilizált tényekként is értelmezhetjük, melyek nem a konvergencia mintázatára vonatkozó megkötések, hanem sokkal inkább az elméleti és a becsült klaszterek egyfajta összehasonlítását szolgálják. Azért tartottam fontosnak ezeket a szempontokat, mert a klaszterezési eljárások eredményeit nem feltétlenül könnyű interpretálni, és elképzelhető, hogy csupán rákényszerítjük az adatokra a klasztereket. Viszonylag sokfajta algoritmust lefuttattam ugyanis (többféle eljárás és távolságkritérium) az értekezés készítésekor, és például egyes hierarchikus módszerek a kínai bővülést negatív klaszterugrásként azonosították, illetve a klasztersorszámok mintázata viszonylag véletlenszerű volt. Mindkét eredmény nehezen értelmezhető. E *felsorolt kritériumoknak mindazonáltal a kétlépcsős eljárások megfeleltek.*

Tekintsük át a továbbiakban a képzett klasztereket:

⁵⁰ Az empirikus vizsgálatok során egyes megközelítések alapján Kína a divergenciát erősítette. Ez azzal magyarázható, hogy Kína a jelentős tárgyidőszaki bővülése miatt egyes koncepciók alapján fejlettnak tekinthető. E kétfajta szempont, azaz a klaszterugrás és a fejlettségi szint viszont megkülönböztetendő.



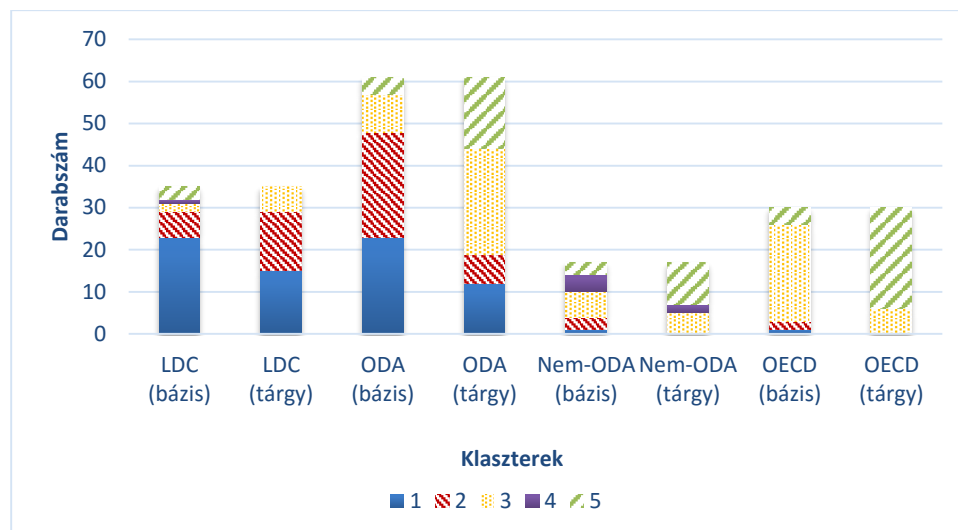
22. ábra: Klaszterek országcsopontonként (1971 és 2011) – bázisidőszak

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Megjegyzés: a bázis- és tárgyidőszak az 1971-es, illetve a 2011-es klasztercsoportosulásokat jelölik.

A 22. ábra azt szemlélteti, hogy országcsopontonként (bázisidőszaki klasszifikáció alapján) 1971-ben és 2011-ben milyen klasztercsoportokba sorolódtak az egyes gazdaságok egy főre jutó jövedelmeik, beruházásaik és népességnövekedésük alapján, és hány darab országot tarthatunk számon az egyes csoportokban.

A legkevésbé fejlett, azaz az LDC-csoportban a legtöbb tagország a kevésbé fejlett, azaz az 1-es klasztercsoportba sorolódott a bázisidőszakban. A tárgyidőszakban hasonló folyamatokra került sor, néhány gazdaság azonban magasabb klaszterba került. Pozitív példának tekinthető Nepál viszonylag jelentős növekedése, mely mintegy megduplázta az egy főre jutó GDP-jét a tárgyidőszakra – ennek ellenére jelenleg továbbra is fejlődő gazdaságnak tekinthető. Érdeemes megjegyezni, hogy jelentősen növekedett az LDC-országcsoporthoz tartozók száma a tárgyidőszakra. Azaz ha nem az 1971-es, hanem a 2011-es klasszifikáció alapján határozzuk meg az egyes országcsoporthoz tartozók megoszlását, akkor némileg eltérő mintázatot láthatunk:



23. ábra: Klaszterek országcsoportonként (1971 és 2011) – tárgydőszak

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Megjegyzés: a bázis- és tárgydőszak az 1971-es, illetve a 2011-es klasztercsoportosulásokat jelölik.

Az ODA, azaz a *nemzetközi transzferekben részesült országcsoportban egyfajta átsorolódási hatást figyelhetünk meg*. A kisorolódás, vagyis a transzferek nyújtásának leállítása ezt a csoportot kifejezetten érinti, különösen Szingapúr, Hong Kong, Tajvan, Málta, Makaó és Kuvait esetében (bár nem mindegyik gazdaság került magasabb klasztercsoportba). Azaz a tárgydőszakban ezen országok bővülése már nem erősíti a feltételezett divergenciafolyamatokat (ugyanis a felsorolt gazdaságok közismerten fejlettek). Emiatt a két időszak mintázata eltérő képet mutat. Összességében azonban mindkét klasszifikáció alapján azt látjuk, hogy míg bázisidőszakban viszonylag sok gazdaság került az 1-es klaszterba, a tárgydőszakban relatív kevesebb volt a számuk.

A hivatalos nemzetközi támogatásban nem részesülő, azaz az ODA nélküli csoport esetében a másik csoportban megfigyelhető, átsorolódási hatás ellentétjét figyelhetjük meg. Vagyis az előző bekezdésben említett országok a tárgydőszakra átkerültek ebbe az országcsoportba, így jelentősen hozzájárultak a feltételezett divergenciafolyamatokhoz. Célszerű kiemelni, hogy ez a csoport kevésbé informatív, ugyanis viszonylag kevés ország tartozik ebbe a kategóriába (a bázisidőszakban 8, a tárgydőszakban 17).

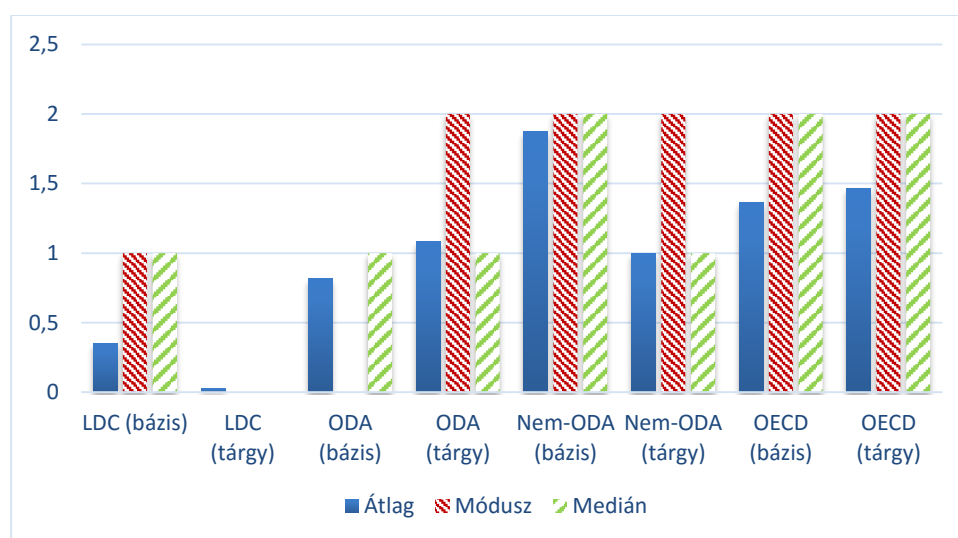
Az OECD, azaz a fejlett országokat tömörítő csoportosulásban is nőtt a taglétszám a tárgydőszakra, és láthatóan a bázis- és a tárgydőszakban *több gazdaság magasabb klasztercsoportba került*. A kétfajta klasszifikáció kapcsán érdemes hangsúlyozni, hogy

néhány kevésbé fejlett tagállam is csatlakozott az OECD-országok közé, ami vélhetően szintén a divergencia erősödésének irányába hatott.

Meglepőnek tűnhet, hogy a bázisidőszakban több OECD-tagállam is a közepesen fejlett országcsoportba került. Ennek hátterében feltehetően az állhat, hogy a fejlett gazdaságokban relatív alacsonyabb lehetett a népesség növekedési üteme, illetve egyeseknek relatív mérsékeltabb lehetett a beruházási rátája is.

2. lépés: Klaszterugrások

Ezek után tekintsük át a klaszterugrásokat, azaz a klasztersorszámok változását a bázis- és a tárgyidőszak között:



24. ábra: Klaszterugrások országcsoportonként (1971 és 2011)

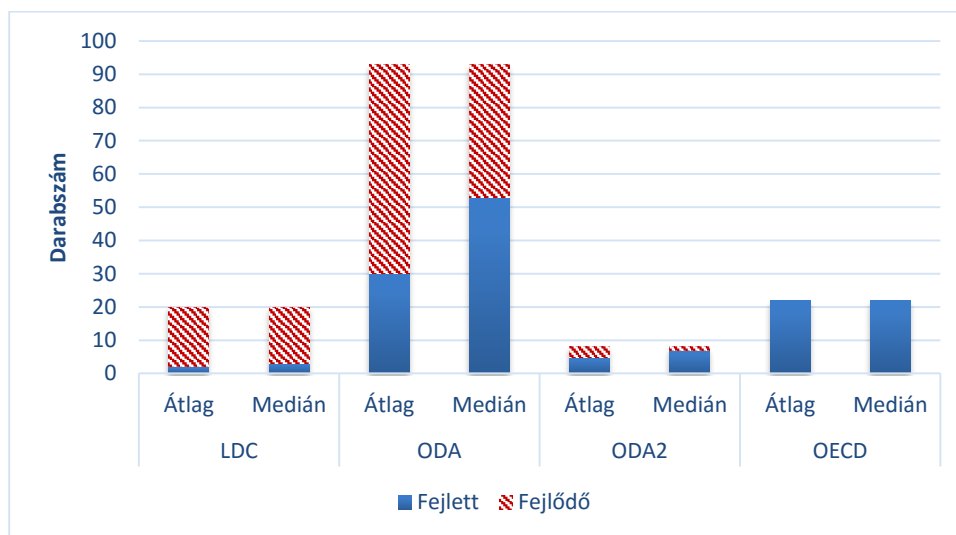
Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Megjegyzés: a bázis- és tárgyidőszak ezúttal klasszifikációs időszakot jelöl, azaz azt mutatják meg, hogy az országcsoportok 1971-es, vagy 2011-es mintázat alapján kerültek-e meghatározásra.

Összhangban az 1-es és 2-es lépésben ismertetett összefüggésekkel, a legkevésbé fejlett országokban a klaszterugrások átlagos száma mérsékelt. A többi országcsoportban is megfigyelhető felfelé történő elmozdulás a klaszterekben, sőt a medián jellemzően két egységnyi. Összességében abba az irányba mutatnak az eredmények, hogy *relatív magasabb fejlettséggel többé-kevésbé relatív magasabb növekedés körvonalazódhatott*. Ez a jelenség egyben a polarizációs tendenciák erősödésének irányába is mutat.

3. lépés: Fejlettség

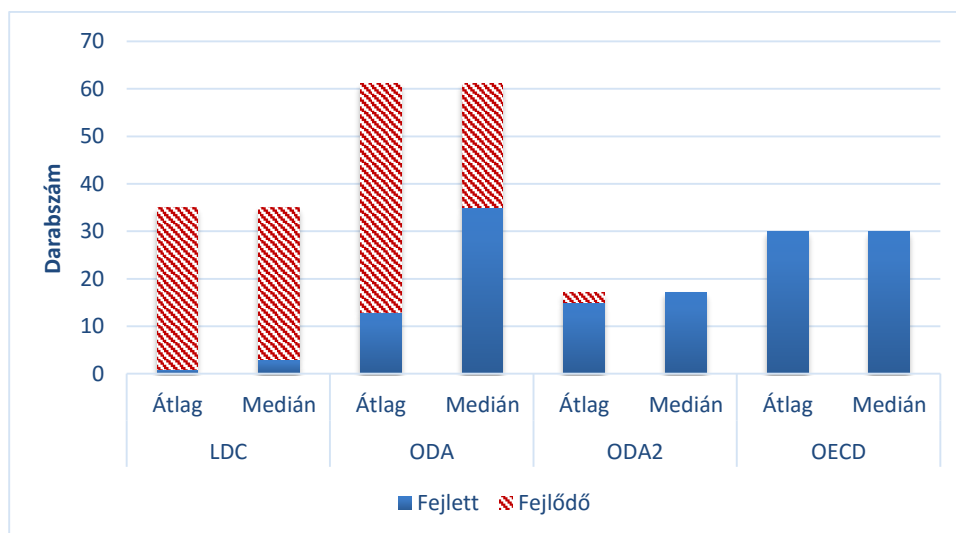
Annak érdekében, hogy a klaszterugrásokból a fejezetben ismertetett konvergenciakoncepciót képezzünk, figyelembe kell vennünk, hogy az érintett gazdaságok fejlettek, vagy fejlődőek-e. Az alábbi ábra a (6.2) és (6.3)-as összefüggésben ismertetett fejlettségi koncepciók alapján szemlélteti, hogy hány gazdaság került a fejlődő és a fejlett országsoportokba a bázisidőszaki klasszifikáció alapján:



25. ábra: Fejlettség országsoportonként (1971 és 2011) – bázisidőszak

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Illetve a tárgyidőszaki mintázat esetében:



26. ábra: Fejlettség országsoportonként (1971 és 2011) – tárgyidőszak

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Az előzetes elvárásokkal összhangban az egyes fejlettségi kategóriák hasonló mintázatot mutatnak országcsoportonként, az átsorolódásokhoz köthető jellemzők azonban ezúttal is okoznak különbségeket. A legtöbb LDC-ország fejlődő, kivételt képez azonban néhány gazdaság, úgymint Egyenlítői-Guinea, Botswana és a Maldív-szigetek. Az OECD-országokban csupán fejlett gazdaságokat találhatunk, míg az ODA-gazdaságokban vegyes kép látható.

4. lépés: A mutató formalizálása

Az omega eredményeinek értelmezéséhez tekintsük át néhány gazdaságra készített számítást:

12. táblázat: Omega-konvergencia néhány országban (1971 és 2011)

Ország	Országcsoport	Súly	Klaszter (1971)	Klaszter (2011)
Botswana	LDC	0.03	2	3
China	ODA	-975	2	3
United States	OECD	2665	5	5

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A táblázatban szereplő súlyokat a (6.2)-es fejlettségi koncepció alapján számszerűsítettem. A klaszteranalízis alapján Botswana és Kína is klasztert ugrott, így az omega számlálójába mindkét gazdaság beleszámít. Viszont miután Botswana fejlett gazdaságnak minősül a koncepció alapján, ezért a súly előjele pozitív, így erősítette a divergenciafolyamatokat, annak mértéke viszont viszonylag alacsony (súly = 0,03). Kína ugyanakkor jelentősen támogatta a konvergenciafolyamatokat (súly = -975). Miután az Amerikai Egyesült Államok mindkét időszakban ugyanabba a klaszterba sorolódott, nem járult hozzá közvetlenül a divergenciafolyamatokhoz. A normálás következtében, a meglevő fejlettségbeli különbségek miatt viszont erősítette azt. Tehát az omega mutatót a következőképpen számszerűsítettem aggregált szinten:

$$\Omega = \frac{(3-2) \cdot 0.03 + (3-2) \cdot (-975) + \dots + (5-5) \cdot 2665}{|0.03| + |-975| + \dots + |2665|} = -0.16$$

Az alábbi táblázat szemlélteti az omega összesített eredményeit különböző bontásokban:

13. táblázat: Omega-konvergencia (1971 és 2011)

Ország-csoport	Fejlettség súlyozott átlag alapján (lásd: (6.2))		Fejlettség súlyozott medián alapján (lásd: (6.3))	
	Bázisidőszak	Tárgyidőszak	Bázisidőszak	Tárgyidőszak
LDC	-0.43	-0.81	-0.38	-0.82
ODA-val	-0.98	-1.29	0.67	0.39
ODA nélkül	-0.40	0.77	1.05	0.93
OECD	0.87	0.94	0.89	1.03
Összesen	-0.16	-0.16	0.79	0.79

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A mutató számszerűsítésére a (6.4)-es képlet alapján, kétféle megközelítésben került sor annak függvényében, hogy a fejlettséget (*DEV*) hogyan is értelmezzük, vagyis hogy a viszonyítási alap a medián vagy átlagos fejlettségi szint-e. Ezen túlmenően, bázis- és tárgyidőszaki csoportosítást is feltüntettem. Előbbi során az egyes országcsoportokat az 1971-es, míg utóbbi esetében a 2011-es besorolás alapján vettem figyelembe. Azaz ha például egy OECD-tagállam 1971-ben még nem, csak később lett tag, akkor csak az 2011-es klasszifikációban jelent meg OECD-mintában. Miután az egyes országok besorolása csak országcsoportok közötti eltérést eredményez, az aggregált mutató bázis- és tárgyidőszaki szinten azonos mutatóként. Az egyes országok klasztercsoportjait a függelékben (9.8.2-es alfejezet) tüntettem fel.

6.3.2 Az empirikus eredmények bemutatása és értelmezése

A 13-as táblázat eredményei alapján összességében *konvergencia figyelhető meg az átlag alapján, miközben divergenciát számszerűsítettem a medián alapján*. Az átlagos fejlettségi szint esetében azt láthatjuk, hogy az egyes gazdaságok átlagosan $-0,16$ klasztert ugrottak, míg a medián benchmark esetében $0,79$ -et 2011 és 1971 között.

A kétfajta fejlettségi mutató közötti eltérés hátterében két fő tényező áll. Egyrészt egyes gazdaságok kiugró felzárkózására köztudottan érzékeny az átlag a mediánhoz képest. Másrészt a *medián fejlettségi koncepció alapján Kína fejlettnak minősül*, azaz a gazdaság jelentős súlya miatt az átlag esetében jelentősen erősítette, míg a medián esetében gyengítette a konvergenciát. Összességében az átlagos fejlettségi szint eredményeit tekintem elsősorban benchmarknak a továbbiakban, miután a kínai növekedést inkább konvergenciaként, mint divergenciaként értelmezem.

Ami a részminták eredményeit illeti, az eredmények sok szempontból eltérnek a várakozásaimtól. *Arra számítottam, hogy a tárgyidőszaki eredmények rendre kedvezőbb konvergenciafolyamatokról tanúskodnak.* Ennek háttérében az állt, hogy ha egy gazdaság sikeres felzárkózást mutat, akkor ez a folyamat tipikusan azzal párosul, hogy az adott gazdaság átsorolódik. Azaz az érintett gazdaság jellemzően:

- kikerül a legkevésbé fejlett országok (LDC) közül, illetve
- nem kap több hivatalos nemzetközi támogatást (ODA), esetlegesen
- a fejlettebb országokat tömbösítő csoportba (OECD) kerül át.

Az LDC országcsoport vonatkozásában valóban kimutatható, hogy a tárgyidőszaki besorolás esetében erőteljesebb konvergencia figyelhető meg, mint a bázisidőszaki mintázat alapján. Sőt, a hivatalos nemzetközi támogatásban (ODA) részesült gazdaságok esetében is láthatunk egyfajta pozitív elmozdulást. A többi csoportnál mindazonáltal nem figyelhető meg ez a tendencia. Ennek háttérében részben az előző alfejezetben ismertetett „átsorolódási hatás”, részben pedig az állhat, hogy számos fejlett gazdaság növekedése viszonylag stabil volt mindkét időszakban. Ezen túlmenően az országcsoportok közötti átrendeződések sokrétű, nem csak növekedési folyamatok eredményei.

Ami az egyes országcsoportok eredményeit illeti, több esetben is összhangban vannak a számítások a feltételes konvergencia stilizált tényével. Azaz *strukturális változók bevonásával parciális értelemben konvergenciát láthatunk.* Mindazonáltal az egyes országcsoportok mintázata jelentősen eltérő, összhangban a 4. és 5. fejezetben bemutatottakkal

Az LDC-országok esetében többek között Nepál és Etiópia klaszterugrásával magyarázható, hogy parciális értelemben konvergencia figyelhető meg. Ezen a ponton érdemes azonban ismét felhívni a figyelmet, hogy a vizsgálat során kontrolláltam a beruházásokra és a népességnövekedésre. Azaz a konvergencia nem abszolút; e két gazdaság fejlettségi szintje ugyanis továbbra is relatív alacsony.

Az ODA-csoportban Kína mellett India, illetve – ugyan kisebb, de szintén jelentős mértékben – Vietnám felzárkózása járult hozzá legnagyobb mértékben a konvergenciafolyamatokhoz. A többi országban bár viszonylag visszafogottabb súlyozott klaszterugrások figyelhetők meg, tipikusan felzárkózást mutatnak az eredmények.

A másik két csoport esetében ugyanakkor jellemzően a divergencia erősödését láthatjuk. Ezt jól illusztrálja néhány fejlett gazdaság növekedése, ami a csoportjukhoz képest nem feltétlenül erőteljes, a többi gazdasághoz képest viszont már kimondottan annak tekinthető.

Az ODA-ban nem részesült csoportban 2011 és 1971 között Hong-Kong és Tajvan jelentős mértékű növekedése járult hozzá a divergenciához. A rész minta többi gazdaságai között találhatunk mind konvergáló, mind divergáló országokat, mindazonáltal nem figyelhető meg jellemzően jelentős változás esetükben.

Az OECD-csoportban több gazdaság is klasztert ugrott, ami jelentős mértékben erősítette a divergenciát. Az erőteljes klaszterugrásokra részben az előző alfejezetben ismertetett tényezők (elsősorban a relatív alacsonyabb népességnövekedési ráta), részben pedig azért kerülhetett sor, mert több gazdaság is mintegy megduplázta a változatlan áron mért volumenaggregátumát tárgydíőszakra.

Összehasonlítás a szigmával és a bétával

A 4.3-as alfejezetben a szigma-konvergenca⁵¹ empirikus vizsgálatával foglalkoztam. Miután az omega célja a feltételes szigma-konvergenciának egyfajta közelítése, kritikus kérdésnek tekinthetjük a két indikátor összehasonlítását. Kérdéses ugyanakkor, hogy melyik almutatót⁵² célszerű alapul venni. Véleményem szerint az átlagos fejlettségi súllyal számszerűsített omega értékeket célszerű összehasonlítani a súlyozott szigmával, aggregált szinten, 1971 és 2011 között.

A szigma jelentős, mintegy 70%-os mérséklődést mutatott (1,61-ről 1,12-re) a két időpont között, ami elsősorban Kína jelentős növekedésével magyarázható (lásd: 4.3.2-

⁵¹ A 4. fejezetben ismertettem néhány számítást, amelyek keretében a szórást felbontottam különböző tényezők alapján. A népességgel súlyozott szigma teljesen más eredményt mutatott Kína kiugró növekedése miatt. A szigma dekomponálása földrajzi elhelyezkedésre, valamint országcsoportokra is érdekes, sokkal árnyaltabb tendenciát mutatott. E megközelítések során csupán az országcsoporton belüli szóródást vettem alapul. Azaz az országok közötti szóródás alakulását is indokolt figyelembe venni, emiatt a most bemutatott részminták eredményei korlátozottan hasonlíthatók össze a hagyományos szigmával.

⁵² Egyrészt célszerű a teljes mintát lefedő szigmából kiindulni. Másrészt a transzformált mutatók az irányadók, ugyanis az omega során többféleképpen is normalizáltam az adatokat. Harmadrészt az omega esetében az átlagos fejlettséget mérő súlyokból célszerű kiindulni, hiszen a szigma esetében is az átlagtól vett – négyzetes – eltérésekre alapul a mutató. Negyedrészt a szigma vonatkozásában kérdéses még, hogy annak súlyozott vagy súlyozatlan megfelelőjét tekintsük-e benchmarknak. A súlyozott szigmát vettem alapul, ugyanis az omega esetében a fejlettségben a népességgel súlyozott adatokból indulok ki. Ötödrészt azt is érdemes szem előtt tartani, hogy a szintbeli különbségek helyett a változások az irányadók a mutatók eltérő módszertana miatt.

es alfejezet). Az omega szintén csökkenést mutatott a két időpont között: a klaszterugrás mértéke $-0,16$. Nem triviális, hogy ez a nagyságrend kicsi-e, vagy sem, többek között azért, mert több változó mentén klasztereztem. Mindazonáltal miután 5 klasztert képeztem, és a 4.2-es alfejezet alapján 30-, vagy akár többszázszoros különbség is lehet a legfejlettebb és a legkevésbé fejlett gazdaságok fajlagos jövedelme között, a 0,16-adnyi átlagos klaszterugrás összességében jelentősnek mondható.

A két mutató közötti összefüggést jobban megérthetjük, ha néhány gazdaság eredményére koncentrálunk:

14. táblázat: Omega-, szigma-, béta-konvergencia néhány országban

Ország	ω_i *	Sigma-konvergencia **		Béta-konvergencia ***	
		Változása 1971 és 2011 között	Megoszlás változása 1971 és 2011 között (százalékpont)	Tényadat	Becsült adat
Botswana	0.03	0.02	-0.0002	0.33	0.43
China	-975	0.001	-0.49	0.48	0.23
United States	0	1.32	0.02	0.07	0.07

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

* átlagos fejlettségi szint, az egy főre jutó GDP és a strukturális változók (lásd: 6.3.1. alfejezet) alapján; ** a súlyozott eltérés-négyzetösszeg felbontása, a logaritmizált GDP/fő adatok alapján (lásd: 4.3.2. alfejezet); *** tárgyidőszaki növekedés a bázisidőszaki fejlettséghez viszonyítva a logaritmizált GDP/fő adatok, a tényadatok illetve a 6. panelmodell alapján (lásd: 5.2. alfejezet).

Az omega alapján Kína jelentős mértékben járult hozzá a konvergenciafolyamatokhoz. A szigma esetében is ezt láthatjuk: Kína és az átlag közötti négyzetes eltérés jelentősen redukálódott 1971 és 2011 között, így a teljes eltérésnek is jóval kisebb hányadát tette ki a tárgyidőszakban.

Botswana esetében hasonlóan mérsékelt változást láthatunk mindkét konvergenciamutató alapján. Az Amerikai Egyesült Államok az omega mutatóra közvetlenül nem hat, mivel mindkét időszakban relatív magas fejlettségi szintet ért el a gazdaság. A szigma esetében viszont a divergenciafolyamatokat erősítette az USA növekedése.

A szigmával való összehasonlítást nehezíti, hogy a mutató nem feltételes konvergenciát mutat. Emiatt feltüntettem a béta-konvergencia során becsült értékeket, illetve a tényadatokat is. A könnyebb áttekinthetőség érdekében az egyes gazdaságok felzárkózását normáltam (lásd: 14. táblázat).

A felzárkózás alapján azt láthatjuk, hogy Botswana növekedése relatív értelemben magasnak tűnik: jelentősen, mintegy 30%-kal meghaladta a gazdaság bővülése a kiinduló jövedelemszintet. Kína esetében még erőteljesebb, mintegy 50%-os bővülés figyelhető meg, míg az USA-ban csupán 7%-os. Azaz pusztán e három gazdaság alapján konvergenciára utaló jeleket láthatunk.

Mindazonáltal érdemes kiemelni egyrészt, hogy a regressziós becslés elsősorban Kína esetében nem adta vissza kellőképpen megfelelően a gazdaság felzárkózását, ugyanis a becslő és tényleges értékek viszonylag jelentős mértékben eltérnek egymástól. Másrészt a relatív értékek helyett az abszolút értékek teljes más képet mutathatnak.

Összehasonlítva a mainstream és az omega mutatók közötti eredményeket elmondhatjuk tehát, hogy összességében hasonló eredményeket láthatunk aggregált szinten. Mind a szigma, mind az omega értékeit jelentősen befolyásolja azonban, hogy hogyan kezeljük a kínai adatokat. Érdemes megjegyezni, hogy hasonló nehézséggel szembesülhetnénk a béta esetében is akkor, ha a súlyoznánk az adatokat a népességgel. Mindazonáltal elmondható, hogy megfigyelhető aggregált szinten, parciális értelemben vett konvergencia akkor, ha sikerül kontrollálni az országok közötti különbségekre, amit az omega és a béta is egyaránt megragad.

Deaggregált szinten, néhány példát kiemelve azt láthatjuk, hogy szintén hasonló eredményeket mutatnak a résszámitások. Viszont *nem csak az omega és szigma, illetve béta, hanem a mainstream mutatók között is láthatunk eltéréseket a konvergencia intenzitásának vonatkozásában,* az aszerint, hogy az egyes gazdaságok növekedése mennyire támogatta/gátolta a konvergenciát. Ennek hátterében a módszertani különbségek állnak, például az, hogy az omega esetében a nem szignifikáns növekedési ütemeket nem veszem közvetlenül figyelembe.

Végezetül érdemes hangsúlyozni, hogy egy minta alapján nem vonhatunk le messzemenő következtetéseket az egyes mérőszámok összehasonlítása vonatkozásában. Ezért a következő fejezetben, szimulációs eljárások felhasználásával részletesebben foglalkozom ezzel a kérdéssel.

6.4 Omega empirikus vizsgálata kiinduló feltételekre kondicionálva

A továbbiakban az egy főre jutó GDP és a földrajzi elhelyezkedés alapján képezek klasztereket. A számítás lényegében analóg az előző alfejezetben ismertetettel, azonban

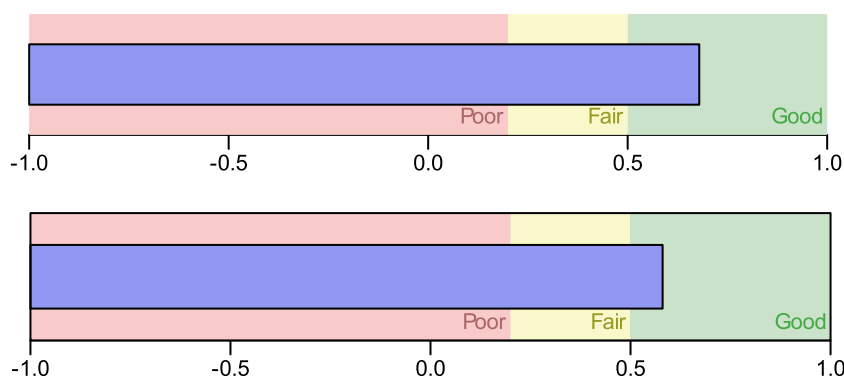
a klasztereket némiképp eltérően értelmezhetjük, és így az omega eredményeit is. Tulajdonképpen klubkonvergencia-„szerű” konvergenciát mérhetünk az eljárással.

Az eredmények interpretálásánál fontos figyelembe venni, hogy a dummy-k is szerepelnek a klaszterek között. Ez a gyakorlatban azt jelenti, hogy például egyes afrikai fejlődő országok enyhén javuló teljesítménye klaszterugrásként kerülhet interpretálásra, illetve egyes gazdaságok enyhe zsugorodása szinten tartásként, hiszen elképzelhető, hogy a csoportjukhoz képest ezek az eredmények relatíve kedvező folyamatként értelmezhetők. Az ellenkezője is elképzelhető, például egyes ázsiai országok mérsékelt növekedése negatív klaszterugrásként kerülhet rögzítésre.

6.4.1 Az omega kiszámításának lépései

Az előző alfejezetben ismertetettekkel ellentétben ezúttal nem egy, hanem két klaszteranalízist futtattam le kétlépcsős klaszterezési algoritmussal, azaz a mintát nem osztottam két részre; ezt leszámítva lényegében azonos módon jártam el a klaszteranalízis során. A technikai mintagenerálás ellen szólt ugyanis, hogy a számítások során nem kaptam egyetlen egy klaszterugrást sem, ami valószínűsíthetően a földrajzi elhelyezkedés, mint diszkrét változó meghatározó szerepével magyarázható. A diszkrét változót természetesen nem transzformáltam.

A Schwartz-féle információs kritérium alapján ezúttal *három klaszter körvonalazódott* mindkét időszakban. Arra az eredményre juthatunk ezúttal is, hogy a *klaszterek jól reprezentálják az adatokat*, ugyanis az indikátor becsült értéke a legfelső szegmensben helyezkedik:



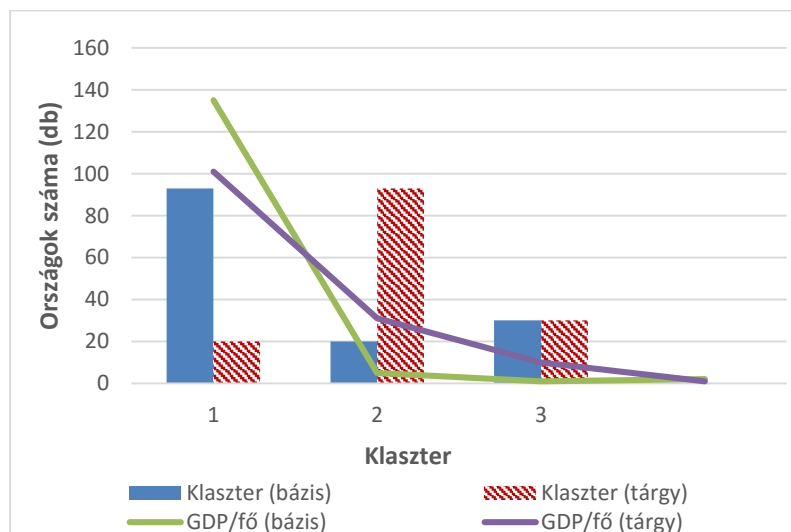
27. ábra: Sziluett mutató (bázisidőszak és tárgyidőszak) – kiterjesztett elemzés

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A vizsgálat során egyfajta természetes előkövetelménynek tekinthető, hogy az egy főre jutó GDP alakulása és a klaszterek mintázata hasonló legyen, ami vizsgálható mind

időben, mind keresztmetszetben. Keresztmetszetben a klasztercsoportok és a jövedelmek nem mutatnak azonos mintázatot. Ennek hátterében természetesen az áll, hogy a klaszterek a fajlagos jövedelmek mellett a kontinensek átváltozóit is tartalmazzák. Azaz az a tény, hogy a klaszterek nem feltétlenül követik le a jövedelmek eloszlását azzal magyarázható, hogy jelentős a földrajzi heterogenitás, és nem feltétlenül mozognak együtt a jövedelmek a földrajzi elhelyezkedéssel.

Ami az időbeli összehasonlítást illeti, a klaszterek és a jövedelmek mintázata alapján is jelentős különbség figyelhető meg a tárgy- és a bázisidőszaki eredmények között. Sok ország 1971-ben még viszonylag alacsony egy főre jutó GDP-vel rendelkezett, a tárgyidőszakra ugyanakkor jelentősen csökkent az alacsonyabb jövedelmű országok száma, míg a magasabbaké növekedett.



28. ábra: Klaszteranalízis (1971 és 2011) – kiterjesztett elemzés

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Megjegyzés: a jövedelmek esetében az első osztályköz 0 – 20.000 millió USD/fővel rendelkező országokat tartalmazza 2005-ös árakon, a további intervallumok pedig az azt megelőző osztályköz kétszeresét fedik le.

6.4.2 Az empirikus eredmények bemutatása és értelmezése

Pusztán az aggregált klasztercsoportosulások vizuális vizsgálata alapján nem tudjuk megállapítani, hogy az egyes gazdaságok pontosan milyen pályát jártak be, illetve a magasabb tárgyidőszaki jövedelemkategóriákban mekkora a már eleve fejlett gazdaságok hányada. Azaz a növekedési trendek nem mondanak semmit arról, hogy konvergenciára kerülhetett-e sor, ehhez ismét kontrollálnunk kell az egyes gazdaságok fejlettségi színvonalára.

Az alábbi táblázat mutatja a kiterjesztett alternatív indikátor értékeit a (6.4)-es képlet alapján:

15. táblázat: Omega-konvergencia (1970 és 2011) – földrajzi kiterjesztés

Ország-csoport	Fejlettség súlyozott átlag alapján (lásd: (6.2))		Fejlettség súlyozott medián alapján (lásd: (6.3))	
	Bázisidőszak	Tárgyidőszak	Bázisidőszak	Tárgyidőszak
LDC	1.00	0.13	0.98	0.17
ODA-val	-0.74	-0.91	0.37	0.23
ODA nélkül	0.00	0.98	0.00	0.94
OECD	0.00	0.04	0.00	0.06
Összesen	-0.31	-0.31	0.15	0.15

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A kiterjesztett mutató alapján *aggregált szinten, az átlagos fejlettségi súly esetében konvergencia, míg a medián esetében divergencia figyelhető meg* a klubkonvergencia-„szerű” megközelítés alapján is. Miután a súlyok azonosak a kiterjesztetett és az alapmodellben, ezúttal is Kína eltérő számbevételével magyarázható nagyrészt, hogy a kétfajta fejlettségi koncepció mást mutat.

Az egyes országcsoportok eredményei most is jelentősen szóródnak. *A legkevésbé fejlett országok (LDC) esetében ezúttal divergencia figyelhető meg*, a legtöbb tagállam ugyanis nagyon mérsékelt klaszterugrást mutatott a tárgyidőszakra. Csupán néhány ellenpéldát tudunk találni: ezek között említhetjük Bangladest és Kambodzsát, melyek a tárgyidőszakra lényegében megduplázták az egy főre jutó GDP-jüket, és ezzel párhuzamosan klasztert is ugrottak. Figyelembe kell azonban azt is venni, hogy abszolút értelemben ez a növekedés még így is rendkívül szerény, és továbbra is a legkevésbé fejlett országok között említhetjük őket. Ezen túlmenően fontos kiemelni, hogy a folyamat harminc év távlatában történt. Összességén, az országcsoportban megfigyelhető kedvezőtlen növekedési trendek azt eredményezték, hogy pozitív klaszterugrás helyett inkább negatív klaszterugrásra került sor. Azaz az alacsony fejlettségi szint nem párosult felzárkózással a térbeliségre való kondicionálást követően.

A hivatalos nemzetközi támogatásban, azaz az *ODA-ban részesült országok esetében vegyes kép látható*. Az előző alfejezetben említett kisorolódási hatás ezúttal is szembeűnő. Néhány ország támogatta továbbá a konvergenciát, többek között Indonéziát és Indiát emelhetjük ki. Találhatunk ugyanakkor néhány olyan gazdaságot is,

amelyek viszonylag fejlettek és viszonylag erőteljesen is növekedtek (például Omán), ezek a gazdaságok ezért visszafogták a konvergenciafolyamatokat.

Az ODA-nélküli, azaz a hivatalos nemzetközi transzferekben nem részesült országok esetében is kiemelendő az „átsorolódási hatás”, illetve hogy kevésbé informatív ez a csoportosulás. Ezen túlmenően, a bázisidőszaki klasszifikáció alapján egyetlen ország sem ugrott klasztert, ebből kifolyólag a mutató értéke zérus ebben az esetben.

Az OECD-országok esetében is vegyes kép figyelhető meg. Egyik oldalról szinte az összes ország jelentősen növelte a jövedelmét a tárgyidőszakra. A másik oldalról viszont ezt a hatást ellensúlyozta, hogy az eredeti tagállamok (azaz amelyek 1970-ben már tagok voltak) a bázisidőszakban is magas klaszterbe kerültek, és egyetlen esetben sem ugrottak klasztert. Azaz a bázisidőszaki klasszifikáció alapján nem figyelhető meg sem konvergencia, sem divergencia. Ugyanakkor azok a tagállamok, amelyek később csatlakoztak, úgymint Chile, Izrael, Mexikó és Dél-Korea már eleve viszonylag fejlettek voltak, viszont a tárgyidőszakban erősítettek a divergenciafolyamatokat, hiszen a felvételük részben éppen a felzárkózásukkal magyarázható.

A magyar gazdaság kvázi „maradékulven” az ODA nélküli csoportba került a bázisidőszaki klasszifikáció alapján, a tárgyidőszakban viszont az OECD országok között van számon tartva (1996 óta tagja a magyar gazdaság az OECD-csoportnak). *Miután klasztert nem ugrott Magyarország a bázis- és a tárgyidőszak között, egyik időszakban sem támogatta/gátolta követlenül a konvergenciafolyamatokat.*

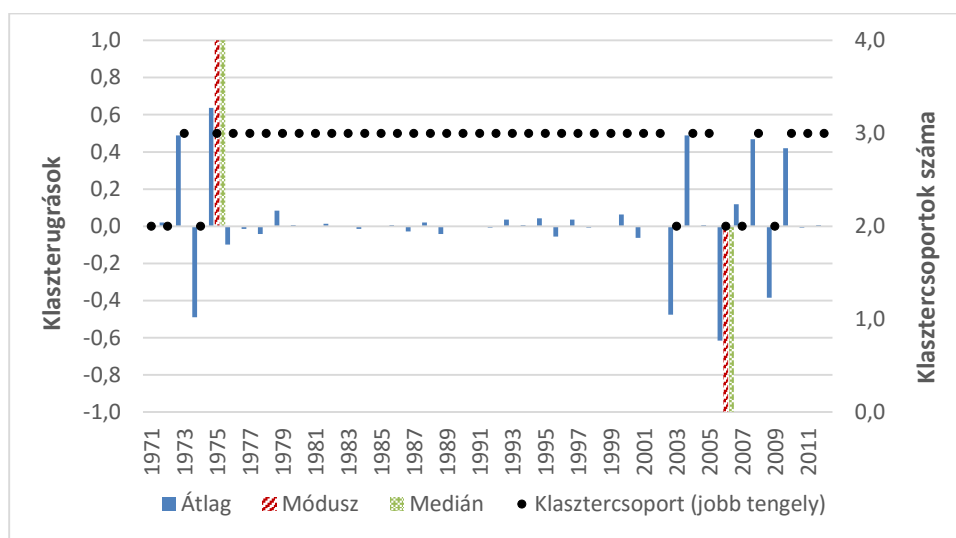
Összehasonlítva az alap- és a kiterjesztett indikátor eredményeit elmondhatjuk, hogy aggregált szinten hasonló eredményeket mutatnak. Az egyes részminták alapján azonban sok szempontból eltérő képet láthatunk, ami jelentős részben a feltételes és a klubkonvergencia-„szerű” koncepció között eltérésekből fakadhat.

6.5 Robusztusság vizsgálata a fajlagos jövedelem alapján

A továbbiakban az empirikus vizsgálatok robusztusságát tesztelem két olyan kritikus tényező alapján, amelyek jelentősen befolyásolják a számítás módszertanát és az eredményeket. Egyrészt a statikus mintaidőszak helyett több időszak mentén is megállapítottam a klasztereket, másrészt a klaszteranalízis helyett kvartilisek alapján is meghatároztam a klasztercsoportokat. Az eredmények könnyebb értelmezése érdekében ezúttal kizárólag az egy főre jutó GDP idősorát vizsgáltam.

6.5.1 Dinamikus mintaidőszak statikus helyett

A *dinamikus mintaidőszak* vizsgálatának háttérében az áll, hogy az eredményeket jelentősen befolyásolja az, hogy milyen időszakokat hasonlítunk össze. Ezúttal is kétlépcsős klaszterezési algoritmussal, Schwartz-féle információs kritérium alapján állapítottam meg a klasztercsoportokat 1970 és 2011 között, valamennyi évben. Ezt követően a klaszterugrások határoztam meg éves változások alapján. Azaz az 1971-es klasztertagságokból kivontam az 1970-eseket, majd az 1972-esekből az 1971-eseket, és így tovább.



29. ábra: Dinamikus klaszterugrások (1971 és 2011 között)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Megjegyzés: a klaszteranalízis futtatása külön-külön történt a bázis- és tárgyidőszakokban.

A klasztercsoportok viszonylag hasonló mintázatot mutatnak a vizsgált időszakban. A legtöbb évben három, de egyes években kettő klaszter körvonalazódott. A klaszteranalízis alapján főleg azokban az években kaptam másfajta eredményeket, amelyekben fordulópont körvonalazódott a növekedési pályákban (kőolajválság, 2008-as recesszió, a 2000-es évek elején a növekedési trendek lassulása).

A klaszterugrásokra jelentős hatást gyakorolt természetesen, hogy hány klaszter képződött. Ezeket az esetek leszámítva viszonylag enyhe változás figyelhető csak meg a klaszterek alakulásában: a medián és a módusz csak azokban az években mutatott jelentős változást, melyekben változott a képzett klasztercsoportok száma. Ugyanakkor érdemes figyelembe venni az átlag változását, azaz az éves átlagos klaszterugrást, amely ugyan mérsékelt dinamikát mutat, de rendszeresen megfigyelhetőek zérustól különböző értékek. Mivel a GDP alakulása köztudottan perzisztens, nem várhatjuk azt, hogy egyik

évről a másikra sok ország ugrik klasztert. Viszont ha azokat az éveket átlagoljuk csak, amelyekben azonos a klasztercsoportok száma az előző évvel, akkor 0,03-es átlagos klasztert ugrást kapunk abszolút értékben számolva. Vagyis összességében viszonylag mérsékelt a klaszterugrások mértéke. Természetesen ez az érték viszont lefelé torzít, ugyanis nem vesszük explicit módon figyelembe éppen a növekedési fordulópontokban megfigyelhető változásokat.

6.5.2 Kvantilisek vizsgálata klaszterek helyett

Az omega egyik kritikus pontjának tekinthető a klaszteranalízis: egyrészt amiatt, mert a fejezetben ismertetett példákban viszonylag kevés változó alapján határoztam meg a klasztercsoportokat. Másrészt a klaszterezési eljárások sokrétűsége is felvet kérdéseket. Harmadrészt kevés klaszter körvonalazódott. Negyedrészt nehezíti a mutató értelmezését, hogy az egyes klaszterugrások háttérében nem azonos, abszolút nagyságú volumenváltozások állnak. Azaz ha két gazdaság például egységnyi klasztert ugrik, akkor tipikusan elmondható, hogy nem azonos abszolút növekmény áll e két folyamat mögött, miközben a fejlettség, mint súly (*DEV*) összehasonlítható esetükben.

A felsorolt érvek miatt a továbbiakban *kvartilisek*, illetve *decilisek* alapján határozom meg a klasztercsoportokat, melyek jobban megragadhatják a csoportváltozásokat. Azaz az 1970-es egy főre jutó GDP-adatokból négy-, illetve tíztagú osztópontokat képeztem, majd megismételtem az eljárást 2011-ben is. Az 1-es csoportba azok az országok kerültek, amelyeknek az egy főre jutó GDP-je alacsonyabb, mint az első kvantilis, a másodikban azok, amelyek az első és a második osztópont közé kerültek, és így tovább. Az egyes országcsoportok kvartiliseit a függelékben (9.8.2. alfejezet) tüntettem fel.

Az alábbi táblázat szemlélteti a „kvartilisugrások” hatását az alternatív indikátorra:

16. táblázat: Omega-konvergencia (1970 és 2011) – kvartilisek

Ország-csoport	Fejlettség súlyozott átlag alapján (lásd: (6.2))		Fejlettség súlyozott medián alapján (lásd: (6.3))	
	Bázisidőszak	Tárgyidőszak	Bázisidőszak	Tárgyidőszak
LDC	-0.02	0.11	0.01	0.10
ODA-val	-0.55	-0.81	0.47	0.40
ODA nélkül	-0.40	0.36	-0.09	0.36
OECD	-0.01	0.05	-0.01	0.05
Összesen	-0.29	-0.29	0.15	0.15

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

Illetve a decilisek esetében:

17. táblázat: Omega-konvergencia (1970 és 2011) – decilisek

Ország-csoport	Fejlettség súlyozott átlag alapján (lásd: (6.2))		Fejlettség súlyozott medián alapján (lásd: (6.3))	
	Bázisidőszak	Tárgyidőszak	Bázisidőszak	Tárgyidőszak
LDC	-0.32	0.06	-0.24	0.07
ODA-val	-1.23	-1.78	1.22	1.13
ODA nélkül	-0.73	0.76	-0.29	0.71
OECD	-0.14	-0.01	-0.14	0.00
Összesen	-0.71	-0.71	0.31	0.31

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A kvantilisok változását közvetlenül nem hasonlíthatjuk össze a fejezetben bemutatott számításokkal, hiszen más azok információtartalma: az omega esetében további változókat is bevontam a klaszterekbe az egy főre jutó GDP mellett. Annak érdekében, hogy jobban feltérképezhessük pusztán a klaszterezésből fakadó különbségeket, az omega mutatót meghatároztam kizárólag az egy főre jutó GDP-adatok alapján is. Az eljárás analóg az előző alfejezetekben ismertetettekkel, ezúttal azonban csupán két klaszter körvonalazódott:

18. táblázat: Omega-konvergencia (1970 és 2011) – klaszterek GDP/fő alapján

Ország-csoport	Fejlettség súlyozott átlag alapján (lásd: (6.2))		Fejlettség súlyozott medián alapján (lásd: (6.3))	
	Bázisidőszak	Tárgyidőszak	Bázisidőszak	Tárgyidőszak
LDC	0.00	0.00	0.01	0.01
ODA-val	-0.10	-0.19	0.50	0.47
ODA nélkül	0.13	0.33	0.35	0.41
OECD	0.00	0.05	0.02	0.09
Összesen	-0.04	-0.04	0.19	0.19

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

A számítások robusztusnak tűnnek abban az értelemben, hogy mindhárom koncepció alapján konvergencia figyelhető meg az átlag, és divergencia a medián alapján. Azaz a végeredmények értelmezése lényegében azonos, az alminták alapján viszont némiképp eltérő mintázat látható. Az is látható, hogy az omega korábban ismertetett, többváltozós koncepciói egyfajta „markánsabb” mintázatot mutatnak, ami bizonyos szempontból

megerősíti az adatredukciós eljárások alkalmazását. Az eredmények értelmezésekor természetesen azt is érdemes figyelembe kell venni, hogy más a képzett csoportok száma az egyes megközelítésekben, ami hatással van a számításokra.

A kvantilizesknél a konvergenciát több országcsoporthat is támogatta. Ami a legérdekesebb tűnhet az az, hogy egyik oldalról az OECD-országokban mérsékelt változás volt megfigyelhető, ugyanis a gazdaságok sok esetben a legfelsőbb osztópontokban maradtak. A másik oldalról viszont egyes megközelítésekben konvergencia figyelhető meg, ugyanis egyes országok (például Új-Zéland, Görögország) a tárgyidőszakban már alacsonyabb jövedelmi osztópontba kerültek.

Célszerű figyelembe kell vennünk azt is, hogy a kvantilizesek sem oldanak meg minden olyan problémát, amit a klaszterek kapcsán említettem, sőt, feltehetően további problémákat is generálnak. Például az osztópontok száma szubjektív, illetve több esetben a jelentős súllyal rendelkező országok pont az egyes osztópontok alatt, vagyafelett helyezkedtek el, jelentősen befolyásolva így a mutató értékét. Egy optimális klaszterfuttatás feltehetően hatékonyabban kezelheti az ilyen „határeseteket”.

6.6 Kritikai észrevételek az omega mutatóról

A konvergencia/divergencia többféleképpen is értelmezhető a közgazdaságtudományban, ugyanis a fogalom egyfajta empirikus jelenséggént értelmezhető. *Az omega keretében is egyfajta alternatív, empirikus indíttatású konvergenciakoncepciót próbáltam megragadni.* Egyrészt a mutató kiinduló pontja az, hogy bizonyos értelemben egyfajta feltételes szigma-konvergenciát számszerűsítsek. Másrészt, ezzel párhuzamosan az indikátort a szóródás és a felzárkózás, azaz a szigma-és a béta-konvergencia egyfajta szintéziseként értelmezhetjük. Harmadrészt nem minden adat befolyásolja direkt módon a mutató alakulását: részben az üzleti ciklusok, részben a klasszikus mérési hibák kiszűrése érdekében közvetlenül csak a szignifikáns változások, azaz a klaszterugrások befolyásolják az indikátor alakulását. Az adatredukciós eljárás egyben a többváltozós számítások miatt is szükséges, hiszen a mutató feltételes jellege miatt az egyensúlyi állapotot befolyásoló változókra kontrollálnunk kell.

A mutatóból nyert következtetéseket értékelhetjük elméleti és empirikus kontextusban is. Elméleti oldalról mérlegelendő egyrészt, hogy vajon *mennyire mutat más eredményt* az indikátor, mint a mainstream koncepciók. Azaz kérdéses egyfelől, hogy az eredmények mennyire újszerűek, illetve mennyire „elvártak”. Vagyis egyik

oldalról természetes elvárás, hogy ne mutassa ugyanazt az omega, mint más indikátorok, hiszen ellenkező esetben nem volt értelme a számításoknak. A másik oldalról viszont a konvergenciamutatók közötti túlságosan nagy különbségek sok kérdést vetnének fel, hiszen nem reális azt feltételezni, hogy ugyanazok az adatok egyszerre képesek legyenek divergenciát és konvergenciát is magukban hordozni. Vagyis a „két véglet közötti eredményeket” tekinthetjük megfelelő benchmarknak, ami az omega esetében feltehetően teljesül, hiszen a mutató alapjául szolgáló klaszterugrásokat többnyire felzárkózásként/leszakadásként értelmezhetjük. Mivel 1-1 empirikus vizsgálatból nyert következtetések nem alkalmasak ilyen típusú, általános jellegű következtetések levonására, ezzel a kérdéssel – a következő fejezetben – egy szimulációs vizsgálat keretében foglalkozom.

Másrészt kiemelhetjük, hogy a *szóródás és felzárkózás egyfajta szintetizálása* elvileg lehetővé teheti, hogy a kétfajta koncepció közötti különbséget redukálhassuk. Ezzel párhuzamosan, a nem szignifikáns növekedési különbségek eliminálása azt eredményezi, hogy tulajdonképpen egyfajta „*magnövekedésre*”, azaz az érdemi növekedési trendekre koncentrálhassunk. Mindkét szempont kiindulópontot jelenthet a konvergenciafolyamatok diverzifikáltabb, másfajta értelmezéséhez.

Harmadrészt viszont az alternatív mutató esetében több kérdést is felvet, hogy mennyire tekinthető a *feltételes szigma-konvergencia* közelítésének. A klasztereket ugyan az egy főre jutó GDP és a fontosabb strukturális paraméterek, illetve kiinduló feltételek mentén állapítottam meg, e változók közötti relációk nem közgazdaságtudományi koncepciók mentén rögzültek. Azaz nem tekinthetjük a kiterjesztéseket sem feltételes, sem klubkonvergenciának, csupán feltételes és klubkonvergencia-„szerű” megközelítésnek. Ez a probléma, vagyis az elméleti és a statisztikai koncepciók közötti eltérés azonban nem csak az omega esetében, hanem a konvergenciamutatók széles körében felmerül (lásd: 5-ös fejezet).

Empirikus oldalról azt láthattuk, hogy a mutató viszonylag erőteljes divergenciafolyamatokra utal néhány országcsoportban, viszont aggregált szinten *parciális konvergenciára* hívja fel a figyelmet, ami összhangban van a stilizált tényekkel. E feltételes és klubkonvergencia-„szerű” folyamat forrása több tényező. Egyrészt ha figyelembe vesszük, hogy az egyes gazdaságoknak más és más egyensúlyi állapota, azaz a steady state-et meghatározó változókra próbálunk kontrollálni, akkor már önmagában viszonylag kedvező eredményeket kaphatunk. Másrészt sok OECD-tag már eleve fejlett volt és közülük sokan nem ugrottak klasztert. Harmadrészt a kevésbé

fejlett országok közül még az alacsonyabb jövedelmű országok között is találhatunk olyanokat, amelyek a jövedelmeiket megduplázták a tárgydőszakra, ami bár abszolút értelemben nem feltétlenül, relatív értelemben mégis erőteljes növekedésnek tűnik. Negyedrészt a kínai gazdaság jelentős növekedése is támogatta a konvergenciafolyamatokat.

A vizsgálatokból nyert következtetéseket ugyanakkor óvatosan szabad csak értelmeznünk. Egyrészt a *klasztereket és azok változását nem minden esetben tudjuk megfelelően, közgazdasági szempontból értelmezni*. Ez egyben azt is eredményezte, hogy a klaszterek változása nem feltétlenül interpretálható érdemi, gyors növekedésként. Sőt, az is elképzelhető, hogy egyes gazdaságok zsugorodása, vagy esetleges szinten maradása klaszterugrásnak minősül, ami szintén nehezen értelmezhető. Ennek háttérében az állhat, hogy a klaszterezési eljárást befolyásolja, hogy milyen mutatókat, milyen időszakban és milyen eljárással klaszterezünk.

Ezen túlmenően, technikai szempontok mentén jelöltem ki a klasztereket, ami nem feltétlenül a legcélravezetőbb. Bár kétségkívül az is egyfajta előnynek tekinthető, hogy az eljárás nem szubjektív és nem „befolyásolhatjuk” az eredményeket azzal, hogy előre kijelöljük a klasztercsoportok számát. Ezen túlmenően a „határesetek torzító hatását”, (amit a kvantilizseknél láthattunk) tompíthatjuk a klaszterek képzésével. Azt is figyelembe kell venni, hogy a hasonlósági és távolságkritériumok sem feltétlenül mozognak együtt az elméletileg feltételezett klaszterugrásokkal.

Azt is mérlegelnünk kell a klaszterezés kapcsán, hogy hány klasztercsoportot képezünk. Az empirikus vizsgálat során futtatott klaszteranalízisek alapján viszonylag *kevés klaszter körvonalazódott*, ami felveti azt a kérdést, hogy mennyire meggyőzőek az eredmények, illetve az ismertetett diagnosztikai vizsgálatok mennyire elégségesek. A robusztussági vizsgálatok is alátámasztották, hogy a klaszterezési eljárástól és a mintaidőszaktól függhetnek az eredmények. Mindazonáltal aggregált szinten azonos képet mutattak a számítások akkor, ha klaszterek helyett kvartiliseket, illetve deciliseket képeztem, ami pozitív visszacsatolásként értelmezhető.

Másrészt azt is szem előtt kell tartanunk, hogy az országcsoportokra vonatkozó eredmények jelentősen eltérnek a szigmánál kapott számításoktól, ami szintén megfontolandó. Ennek háttérében viszont a mutatók eltérő módszertana mellett az áll, hogy míg a szigma esetében (lásd: függelék 9.6. alfejezet) az országcsoporton belüli, az omega estében az országcsoportok közötti szóródásból is építkeztem. Egy szemléletes példával élve ez azt jelenti, hogy miután az OECD-országok között többé-kevésbé az

egyenlőtlenségek csökkenése figyelhető meg, a szigma konvergenciára utal. Viszont a többi országcsoporthoz képest az OECD-tagállamok viszonylag dinamikusán növekedtek, így az omega divergenciára utal. Természetesen viszont a mainstream almutató is kiterjeszthető oly módon, hogy az orszá csoportok közötti szóródásból is építkezzen.

Harmadrészt az egyes fejlettségi részmutatók, a bázis- és tárgyidőszaki mintázatok közötti eltérések is jelentősnek tűnnek néhány esetben. Ez elsősorban az egyes gazdaságok eltérő súlyával, az országcsoporthoz közötti különböző átsorolódásokkal és egyes kiugró értékekkel (főleg Kína eltérő figyelembe vételével) magyarázható.

7. SZIMULÁCIÓN ALAPULÓ KONVERGENCIAVIZSGÁLAT

A 4 – 6. fejezetekben empirikus vizsgálatokat végeztem a konvergenciafolyamatok feltérképezésére. A mintából becsült eredmények támpontul szolgálhatnak, azonban figyelembe kell vennünk, hogy lényegében egy adathalmaz áll csak rendelkezésre a következtetések levonásához. Ezért a különböző konvergenciamutatók közötti összehasonlításokat szimulációs vizsgálatok keretében végeztem el a fejezetben, melyeket számos aspektusból részesíthetjük előnyben a hagyományos, becslésen alapuló számításokkal szemben (lásd: 9.9.1-es függelék).

7.1 Egyenlőtlenség és felzárkózás szétválasztása

A 2.2.1-es alfejezetben utaltam rá, hogy a két mainstream konvergenciamutató, a szigma- és a béta egymással összefügg: a szigma-konvergencia fennállásának feltétele a béta-konvergencia teljesülése, de előbbire más tényezők is hatnak. A továbbiakban ezt az összefüggést próbálom levezetni, felvázolni egy sztenderd, viszonylag egyszerűbb⁵³ idősoros modell keretében.

Az eredmények nem újszerűek, Durlauf és szerzőtársai (2004:61), valamint Barro és Sala-i-Martin (2004:50-51) tanulmányai is tartalmazzák az összefüggéseket, illetve következtetéseket. Mindazonáltal a szerzők a terjedelmi korlátok miatt csak a végeredményeiket mutatták be.

7.1.1 Az idősoros modell definiálása

Abból az empirikus megfigyelésből indulok ki, hogy a legtöbb makrogazdasági idősor perzisztens: annak értékét a késleltetések, a korábbi adatok is befolyásolják. Tegyük fel a (2.3)-as összefüggés alapján, hogy a GDP idősora felírható AR(1) folyamatként:⁵⁴

$$\log(y_{it}) = c + (1 - \beta)\log(y_{it-1}) + u_{it}, \quad (7.1)$$

ahol: a maradéktag fehér zaj, y a GDP/fő, c és β konstans, i keresztszemzeti megfigyelés (de a keresztszemzetek között nincs heterogenitás). Legyen: $0 < \beta < 1$.

⁵³ Az AR(1) konstrukció létjogosultságát az támasztja alá, hogy az abszolút konvergenciának egy standard modelljének (lásd: (2.3)-as összefüggés) tekinthető. Más adatgeneráló folyamat esetén mindazonáltal az összefüggés természetesen módosulhat, viszont közgazdasági értelemben megfontolandó, hogy a DGP változtatása vajon közgazdasági értelemben (lásd: 2.2.3-as alfejezet) konvergenciának tekinthető-e. Ezen túlmenően, az ismertett szakirodalom is ezt a modellt alkalmazza.

⁵⁴ Az 5-ös fejezettel ellentétben ezúttal a pozitív béta együttható esetén beszélhetünk konvergenciáról.

Annak érdekében, hogy lássuk mért pont AR(1) folyamatként definiáltam az idősort, írjuk azt át a következőképpen:

$$\log(y_{it}) = c + (1 - \beta)\log(y_{it-1}) + u_{it} \Rightarrow \log(y_{it}) - \log(y_{it-1}) = c - \beta\log(y_{it-1}) + u_{it}$$

Láthatjuk, hogy – összhangban az 5-ös fejezetben bemutatottakkal – a béta-konvergencia keresztmetszeti és panelkoncepciójával, illetve a Bayes-i alapmodellel analóg idősoros modellt kaptunk, hiszen a baloldalon növekedési ütem szerepel, míg jobboldalon egy bázisidőszaki, szintbeli érték a béta együtthatóval. Belátható (lásd: például Hamilton, 1999), hogy a függő változó már akkor is tipikusan stacioner gyenge értelemben, ha annak szintbeli megfelelője nem volt az – feltéve hogy egy egységgyök volt a modellben.

Ennek az idősoros modellnek empirikus szempontból ugyanakkor nincsen sok relevanciája. AR(1) modellel mérhetjük azt, hogy egy adott gazdaság mennyire van távol az egyensúlyi szintjétől, azonban az egyes országok viszonyáról lényegében nem mond semmit. A szakirodalomban pedig a konvergenciát tipikusan nem az adott, hanem a többi ország teljesítményével hasonlítják össze. A részletekért lásd a 4-es fejezet bevezetését és az 5.4-es alfejezetet.

7.1.2 A momentumok meghatározása

A levezetés első részét a standard ökonometriai tankönyvek taglalják (például: Hamilton, 1999), a második részt viszont (7.1.3-as alfejezet) legjobb tudomásom szerint – ebben a formában – nem.

Első lépésben határozzuk meg az első három momentumot. Az idősor *várható értéke* a kiinduló feltételek és a várható érték azonosságai alapján:

$$E(\log y_{it}) = \mu_t = \mu = E(c) + E((1 - \beta)\log(y_{it-1})) + E(u_{it}) = c + (1 - \beta)\mu + 0$$

$$\Rightarrow \mu - (1 - \beta)\mu = c \Rightarrow \mu = \frac{c}{1 - (1 - \beta)}$$

A *varianciája* pedig:

$$\text{Var}(\log(y_{it})) = E(\log(y_{it})^2) - E(\log(y_{it}))^2 = E(\log(y_{it}) - \mu)^2$$

Induljunk ki abból, hogy az idősor felírható az alábbi formában rekurzív visszahelyettesítéssel akkor, ha $|1 - \beta| < 1$:

$$\text{Var}(\log(y_{it})) = \sigma_{y,0}^2 = \text{Var}(u_{it} + u_{it-1}(1-\beta) + (1-\beta)^2 u_{it-2} + \dots)$$

Használjuk fel, hogy a hibatag varianciája konstans és időinvariáns:

$$\text{Var}(\log(y_{it})) = \sigma_u^2 (1 + (1-\beta)^2 + (1-\beta)^4 + \dots)$$

A végtelen mértani sor összegképlete alapján:

$$\frac{\sigma_u^2}{1 - (1-\beta)^2} = \sigma_{y,0}^2 \Rightarrow \sigma_u^2 = \sigma_{y,0}^2 (1 - (1-\beta)^2) \quad (7.2)$$

Tegyük fel, hogy $(1-\beta)^2 \neq 1$, illetve $(1-\beta) \neq 1$. Ekkor a folyamat stabil, létezik a várható érték és a variancia (melyek időinvariánsak, hasonlóan az autokovarianciához), így a folyamatot stacioner. Ellenkező esetben úgynevezett egységgyök-folyamatról beszélünk⁵⁵, azaz a várható érték és/vagy a variancia az idő előrehaladtával a végtelenbe tart, ezért a sokkok hosszú távon beépülnek az idősorokba, vagyis nem évülnek el. Nem foglalkozom az értekezésben a stacionaritás elméleti kérdéseivel, arra azonban érdemes felhívni a figyelmet, hogy ha egy folyamat nem stacioner, akkor hamis regressziót kaphatunk és intervallumbecsléseket lényegében nem tudunk készíteni a variancia – és így a standard hiba – explozív jellege miatt.

Határozzuk meg az *autokovarianciákat* is ($h \geq 1$)⁵⁶:

$$\log(y_{it}) - \mu = (1-\beta)(\log(y_{it-1}) - \mu) + u_{it}$$

Szorozzuk meg mindkét oldalt az idősor várható értékétől vett h -ad rendű késleltetésével:

$$(\log(y_{it}) - \mu)(\log(y_{it-h}) - \mu) = (1-\beta)(\log(y_{it-1}) - \mu)(\log(y_{it-h}) - \mu) + u_{it}(\log(y_{it-h}) - \mu)$$

Vegyük a folyamat várható értékét:

$$E(\log(y_{it}) - \mu)(\log(y_{it-h}) - \mu) = E((1-\beta)(\log(y_{it-1}) - \mu)(\log(y_{it-h}) - \mu)) + E(u_{it}(\log(y_{it-h}) - \mu))$$

⁵⁵ Szétrobbanó modell esetében az együtttható egynél nagyobb, viszont közgazdasági idősoroknál alapvetően nem fordulnak elő explozív modellek.

⁵⁶ Felhasználva, hogy az átlagtól vett átlagos eltérés zérus, a konstans is zérus, hiszen: $c = \overline{\log(y_{it})} - (1-\beta)\overline{\log(y_{it-1})}$

A maradéktag várható értéke zérus a kiinduló feltétel alapján, így:

$$E(\log(y_{it}) - \mu)(\log(y_{it-h}) - \mu) = (1 - \beta)E((\log(y_{it-1}) - \mu)(\log(y_{it-h}) - \mu))$$

A kovariancia képlete pedig:

$$\text{Cov}(\log(y_{it}), \log(y_{it-h})) = (1 - \beta)\text{Cov}(\log(y_{it-1}), \log(y_{it-h}))$$

Ekkor a variancia felírható a következőképpen ($h = 0$):

$$\text{Var}(\log(y_{it})) = \sigma_{y,0}^2 = \text{Cov}(\log(y_{it}), \log(y_{it})) = (1 - \beta)\text{Cov}(\log(y_{it}), \log(y_{it-1})) \quad (7.3)$$

Az autokovarianciák (γ) tehát felírhatók az alábbi formában:

$$\gamma_h = (1 - \beta)\gamma_{h-1} \quad (7.4)$$

Illetve hatványozva a h -adik autokovariancia a variancia függvényében:

$$\gamma_h = (1 - \beta)^h \gamma_0$$

7.1.3 A két koncepció megkülönböztetése

A (7.4)-es képlet értelmében az autokovarianciát a korábbi értéke befolyásolja, viszont tudjuk, hogy ha $h = 0$, akkor a varianciát kapjuk meg. Összevonva a (7.4)-et és a (7.2)-öt a variancia képlete 0. időszaki egyensúly esetén:

$$\gamma_h = (1 - \beta)\gamma_{h-1} \Rightarrow \gamma_1 = (1 - \beta)\gamma_0 = (1 - \beta) \frac{\sigma_u^2}{1 - (1 - \beta)^2}$$

A továbbhaladáshoz határozzuk meg a varianciát $t + 1$ -ben:

$$\text{Var}(\log y_{it+1}) = E((\log y_{it+1})^2) - (E(\log y_{it+1}))^2 = E(\log(y_{it+1}) - \mu)^2$$

Használjuk fel a konstansra vonatkozó variancia-azonosságot:

$$\text{Var}(\log(y_{it+1})) = \text{Var}(c + (1 - \beta)\log(y_{it}) + u_{it+1}) = \text{Var}((1 - \beta)\log(y_{it}) + u_{it+1})$$

Bontsuk fel a varianciát:

$$\begin{aligned} \text{Var}(\log(y_{it+1})) &= \text{Var}((1 - \beta)\log(y_{it}) + u_{it+1}) = \\ &= (1 - \beta)^2 \text{Var}(\log(y_{it})) + \text{Var}(u_{it+1}) + 2(1 - \beta)\text{Cov}(\log(y_{it}), u_{it+1}) \end{aligned}$$

Használjuk fel, hogy a hibatag fehér zaj és hogy a magyarázó változó felírható rekurzív visszahelyettesítéssel⁵⁷ ($|1 - \beta| < 1$):

$$\text{Var}(\log(y_{it+1})) = (1 - \beta)^2 \text{Var}(\log(y_{it})) + \sigma_u^2$$

Tehát a valószínűségi változó $t + 1$ -edik időszaki varianciája a t -edik varianciával, a bétával és a hibatag varianciájával kifejezhető. Használjuk fel ismét a (7.2)-es összefüggést és induljunk ki abból, hogy $t = 0$ -ban az egyensúly⁵⁸ fennáll:

$$\text{Var}(\log(y_{it+1})) = (1 - \beta)^2 \text{Var}(\log(y_{it})) + \sigma_u^2 = \sigma_u^2 + (1 - \beta)^2 \frac{\sigma_u^2}{1 - (1 - \beta)^2}, \quad (7.5)$$

Az eredmények⁵⁹ a szóródás alakulása és a felzárkózás közötti relációt írják le. Miután a *varianciát nem csak a felzárkózás sebessége, hanem a maradéktag varianciája is befolyásolja*, elképzelhető olyan eset, hogy bár felzárkózásra kerül sor (vagyis $\beta < 0$), a szigma növekedik azáltal, hogy σ_u^2 is megnövekszik. Képzeljük el, hogy egy sokkhatás, például gazdasági válság következtében megnövekszik a maradéktag varianciája, így nem kerül sor szigma értelemben vett konvergenciára. Az idő előrehaladtával ($t > 1$) többféle kimenet is elképzelhető a sokkhatás perzisztenciájának függvényében: ha az tartós, akkor a mutatók közötti együttmozgás is tartósan sérülhet.

A levezetés alapján tehát arra a következtetésre juthatunk, hogy a $t + 1$ -edik időszaki variancia a hibatag szórásnégyzete és a béta függvényeként áll elő. Ha a béta zérus, azaz nem kerül sor konvergenciára, akkor a képlet nem értelmezhető a nullával való osztás miatt. Ha béta értéke 1, akkor egy fehér zaj folyamatot kapunk eredményül.

Következésképp, minél gyorsabb a felzárkózás, azaz minél nagyobb a béta, annál jobban csökken az egyenlőtlenség is ceteris paribus. De végeredményben, ha a felzárkózás közel van 1-hez, a fajlagos jövedelem varianciáját már lényegében szinte csak a hibatag varianciája határozza meg, azaz annak szerepe „fundamentális”.

⁵⁷ Lásd: előző alfejezet, a variancia meghatározása; vagyis a magyarázó változó felírható a maradéktag késleltetések függvényében. Mivel a magyarázó változó t -edik, a hibatag pedig $t + 1$ -edik időszaki, azok egymással nem korrelálnak, hiszen a hibatag egyes értékei között az autokovariancia zérus.

⁵⁸ Vagyis $t = 0$ -ban a variancia a steady state varianciával egyezik meg. Az összefüggés módosul, ha nem teljesül az egyensúly, lásd: Barro és Sala-i-Martin (2004:51).

⁵⁹ Az eredményekből az is következik, hogy ha az idősor kellően perzisztens (vagyis β abszolút értékben közel van az egyhez, de nem éri azt el), akkor a variancia viszonylag gyorsan fog konvergálni az egyensúlyi szintre és nem tart a végtelenbe.

Fontos restriktció azonban az AR(1) keretrendszer. Nem kalkuláltam ugyanis azzal, hogy más-más lehet az egyes gazdaságok egyensúlyi szintje, azaz lényegében abszolút konvergencia esetén lehet helyes ez a specifikáció.

E következtetésekre Quah (1993) is felhívta a figyelmet a Galton-féle tévhitre a növekedésökonometriával párhuzamban. Galton (1886) a szülők és a gyerekek – népességátlagtól vett – magassága közötti kapcsolatot vizsgálta. Arra az eredményre jutott, hogy ugyan kimutatható összefüggés, annak mértéke mérséklődött. Ennek hátterében azonban hasonló okok állnak: a variancia ugyan függ a felzárkózástól, az azt érő sokkok is jelentősen befolyásolhatják a szórásnégyzet alakulását.

7.2 Egy Monte-Carlo eljárás alkalmazása

7.2.1 A szimuláció keretrendszerének felvázolása

A továbbiakban egy egyszerűbb szimulációs vizsgálatot ismertetek. *A kalkuláció célja annak feltérképezése, hogy az egyes konvergenciamutatók mennyire vezethetnek azonos eredményre.* Az előző fejezetben bemutattam és levezettem, hogy a szigma- és a béta elméletileg összefügg, de különböző, gazdaságokat érő sokkhatások befolyásolják még szigma alakulását. A két hagyományos mutatón túl a 6. fejezetben bevezetett alternatív mutató támpontul szolgálhat arra vonatkozóan, hogy az üzleti ciklusok mennyire dominánsak a konvergenciafolyamatok alakulásában. Az összehasonlítás egy Monte-Carlo szimulációval készült, aminek a programkódját a függelék 9.9.2-es alfejezetében tüntettem fel.

A Monte-Carlo módszerek azon technikák gyűjtőneve, amelyek véletlen számok sorozatának generálásán alapulnak. A Monte-Carlo eljárások sokrétűek, melyekről átfogó ismertetőt ad Kehl (2012). A véletlenszámok generálásának egy standard módja az inverz eloszlásfüggvények felírása, vagy az eloszlások közötti matematikai összefüggések (például χ^2 -négyzet eloszlás előállítása standard normális eloszlású változók négyzetösszegéből) felhasználása. További alkalmazásokért lásd például Martin és Robert tanulmányát (2007).

Az értekezésben alkalmazott Monte-Carlo eljárás célja az volt, hogy *két mintát képezve összehasonlítsam a különböző indikátorok aszimptotikus tulajdonságait.* Az adatok generálása lognormális eloszlásból történt, mivel a jövedelmek (GDP) eloszlása tipikusan balra aszimmetrikus, jobbra elnyúló. A lognormális eloszlás feltételezése mellett egy további érv, hogy a konvergenciamutatók számítása során – az általános

gyakorlattal összhangban – természetes alapú logaritmusát vettem az adatoknak. Ezen túlmenően a Slutsky-tétel alapján a transzformált változók normális eloszlást követnek, ami standard feltételnek tekinthető. A lognormális eloszlás sűrűségfüggvénye:

$$\frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}},$$

ahol $x > 0$, σ^2 a sokaság varianciáját, μ pedig a várható értékét jelöli.

A két mintát két egyszerű modelltől generáltam:

$$b_i = \eta_i$$

$$t_i = \varphi b_i + w_i$$

ahol:

- a szimulációk száma: 10.000
- $n = 200$
- b a bázis-, t a tárgyidőszaki szimulált adatsort jelöli
- η és w standard lognormális eloszlású valószínűségi változók, fehér zaj folyamatok
- φ az autoregresszív koefficiens
- $i = 1, \dots, n$.

A mintaelemszám rögzítése melletti fő érv, hogy megközelítőleg 200 országot tartunk számon. *A bázisidőszaki minta egy egyszerű fehér zaj, míg a tárgyidőszaki egy AR(1) folyamat*, összhangban a béta regressziós koncepciójával és az előző alfejezetben bemutatott idősoros modellel, illetve a (2.3)-as összefüggéssel. Az autoregresszív együttható minden esetben 1-nél kisebb ($0 < \varphi < 1$), azaz a folyamat gyengén stationer a tárgyidőszakban is.

A béta számítása során az 5. fejezetben ismertetett módon jártam el, azaz a bázisidőszaki értékekkel magyaráztam a növekedés ütemét. A szigmát (lásd: 4. fejezet) a logaritmizált szórás változásával becsültem meg. Az omega (lásd: 6. fejezet) számítása során egyszerűsítésekkel éltem: K-középpontú klaszterezési technikát alkalmaztam, és összesen 10 klaszterbe soroltam minden egyes szimulációnál az értékeket alapértelmezésben. Ezt követően számszerűsítettem, hogy a klaszterugrás esetén medián alatti (konvergencia növekedés esetén), vagy feletti (konvergencia

csökkenés esetén) volt-e a bázisidőszaki szint. Ezt követően összegeztem az egyes értékeket.

7.2.2 Szimulációs eredmények bemutatása

A szimuláció eredményeinek értelmezésekor három szempontot mérlegeltem. Egyrészt az *esetek hány százalékában vezettek azonos eredményre az egyes koncepciók*. Ha az egyezőségi ráta 100%-os, akkor mind a 10.000 esetben azonos irányú eredményt, azaz konvergenciát vagy divergenciát mutattak ki az egyes mérőszámok. Ezt tartom a legfontosabb támpontnak az egyes indikátorok összehasonlításakor. Másrészt az egyes értékek relatív szórását is feltüntettem, mivel a szóban forgó folyamatokat az egyes mutatók kisebb/nagyobb intenzitással vehetik figyelembe. Harmadrészt a kiinduló feltételeket is változtattam: az autóregresszív tagnak és a hibatag varianciájának értékét, illetve a klaszterek számát.

19. táblázat: Monte-Carlo szimuláció

Kiinduló feltételek				Szimulációs eredmények (%)					
ϕ	Klaszter-szám	A hibatag varianciája		Egyezőségi ráta			Relatív szórás		
		$se^2(b)$	$se^2(t)$	β és σ	Ω és σ	Ω és β	β	σ	Ω
0.950	10	1	1	100	78	78	-9	-18	-130
0.950	10	1	1.5	63	76	57	-13	-324	-140
0.950	10	1	2	0	72	28	-17	35	-175
0.800	10	1	1	100	79	79	-9	-19	-129
0.975	10	1	1	100	78	78	-9	-18	-129
0.950	10	1.5	1	100	63	63	-7	-9	-279
0.950	20	1	1	100	100	100	-9	-18	-19

Forrás: Saját számítás

Megjegyzés: ϕ az autoregresszív együttható, $se^2(b)$ a hibatag bázisidőszaki varianciája, $se^2(t)$ a hibatag tárgyidőszaki varianciája. β , σ és Ω pedig a 4-6. fejezetekben definiált konvergenciamutatók.

A szimuláció visszaigazolta a 7.1-es alfejezetben levezetett összefüggést, miszerint a béta-konvergencia szükséges feltétele a szigma-konvergencia fennállásának: a kiinduló példában, mind a 10.000 esetben azonos eredményt mutatnak a mérőszámok. Ugyanakkor a sokkok következtében a regressziós együttható más eredményre vezethet, összhangban a korábban bemutatottakkal. Ezt a tárgyidőszaki variancia változtatása mutatja, mivel a különböző sokkhatások a hibatagban csapódnak le: másfélszeres tárgyidőszaki variancia esetén mintegy 70%-ra redukálódik az egyezőségi arányszám. Az eredmények arra is felhívják a figyelmet, hogy ez a hatás nem-lineáris: amennyiben a tárgyidőszaki zaj varianciája kétszerese a bázisidőszakinak, akkor az egyezőség

zérusra redukálódik. A hibatag bázisidőszaki varianciájának módosulása ugyanakkor nem befolyásolja a rátát, ami szintén összhangban van az ismertetett levezetéssel. Hasonló a helyzet egyéb változtatások, például az autóregresszív koefficiens vonatkozásában.

Érdemes arra is felhívni a figyelmet, hogy az eredmények egy előre „rögzített konstrukcióból” származnak. Azaz ha az adatgeneráló folyamatot helytelenül közelítettük, illetve a becslés torzított az endogenitás miatt, akkor további eltéréseket tapasztalhatunk. Tehát egy empirikus vizsgálat során a tárgyidőszaki variancia mellett egyéb tényezők is magyarázhatják a különbséget.

A relatív szórás értelmezésekor nem annak tényleges értékét, hanem robusztusságát kell szem előtt tartanunk, hiszen az egyes mérőszámok más-más módszertanon alapulnak, azaz van közöttük egy szintbeli különbség. Láthatóan a szóródás viszonylag mérsékeltebben módosult a kiinduló feltételek változtatása következtében. Néhány outlier ugyanakkor szembetűnő. A szigma esetében ez azzal magyarázható, hogy a hagyományos számítást követve az átlagtól, és nem a mediántól vett négyzetes eltéréseket aggregáltam, azaz a mutató érzékeny a kiugró értékekre. Az alternatív mutatónál a szóródás erőteljes változása a klaszterválasztás érzékenysége is felhívja a figyelmet.

Az omega mintegy 80%-át fedi le a szigma- és béta keretében mért konvergenciafolyamatoknak az alappályában. Ez egyben arra is utal, hogy a növekedéseknek mintegy 80%-a tekinthető fundamentálisnak, azaz nem ciklikus jellegűnek. Természetesen azt is ugyanakkor szem előtt kell tartanunk, hogy az indikátorok között számos módszertani különbség is megfigyelhető. Ezen túlmenően, specifikációs hibákat is tartalmazhat a klaszteranalízis, ugyanis nem került sor diagnosztikai vizsgálatokra a klaszterek meghatározásakor. Viszont ha a klaszterszámot megduplázzuk (10-ről 20-ra), akkor az egyezés 100%-os lesz. Ez fokozottan felhívja arra a figyelmet, hogy a klaszterek feltérképezésére nagy hangsúlyt kell fektetni az empirikus vizsgálatok során.

Szembetűnő, hogy *azokban az esetekben, amikor a béta és a szigma között mérsékeltebb az egyezés, az omega a szigmához áll közelebb.* Ez a fejlemény bizonyos szempontból pozitív visszacsatolásként is értelmezhető az alternatív mutató megítélésekor, ami két tényezővel magyarázható. Egyrészt a béta értelemben vett konvergencia szükséges, de nem elégséges feltétele a szigma konvergenciának, azaz az

utóbbi fogalom tágabb. Másrészt az omega alapgondolata az volt, hogy egyfajta feltételes szigma-konvergencia számszerűsítésére tegyek kísérletet.

Fontos továbbá kiemelni, hogy abban az esetben, amikor nincsen egyezés a béta és a szigma között, a béta és az omega között – mérsékelten ugyan, de – van. Ez egyfajta visszaigazolásként is értelmezhető, miszerint a béta és a szigma közötti szintézist sikerült bizonyos értelemben megragadni, azaz az omega egyfajta felzárkózás melletti szóródást kvantifikál.

7.2.3 Kiterjesztés: egyensúlyi állapotra való kontrollálás

A szimuláció keretrendszere

Az előző alfejezetben bemutatott Monte Carlo szimuláció egyik hátrányának tekinthető, hogy pusztán abszolút konvergenciát feltételeztem, ugyanis nem számoltam konstans taggal és az autoregresszív együtthatóra is a szokásos korlátozással éltem (azaz: $0 < \varphi < 1$), illetve a kihagyott változók (amelyek az egyensúlyi szintre hatnak) sem jelentek meg explicit, vagy implicit formában (például a hibatagban). Következésképp, nem számoltam azzal, hogy az egyensúlyi állapot ország- vagy csoportspecifikus, melyet a strukturális paraméterek határoznak meg. Ennek vizsgálata különösen azért érdekes, mert az omega mutatót a feltételes szigma egyfajta proxy-jaként definiáltam (lásd: 6.2.1-es alfejezet).

Kísérletet tettem a Solow-modell alapján egy viszonylag egyszerűbb felzárkózási magatartás leírása úgy, hogy a tárgydőszaki mintát (standard AR(1) folyamat helyett) ceteris paribus az alábbi összefüggés generálja:

$$t_i = b_i + \varphi \left[b_i - \left(\frac{w_i \cdot k^{\frac{1}{3}}}{0.075} \right) \right]$$

A tárgydőszaki minta a (3.3) és (3.5)-ös összefüggésen alapul, de technikailag némiképp eltér azoktól. A tárgydőszaki adatsort egyrészt a népességnövekedés, az exogén technológiai haladás és az amortizáció határozza meg, amelyeknek értéke az empirikus tapasztalatok alapján 0,075. Másrészt a kibocsátás tőke szerinti rugalmassága is befolyásolja a konvergenciát, amely 1/3 körüli. Harmadrészt a megtakarítási ráta is

befolyásolja a növekedést az átmenet során, amelyet valószínűségi változóként⁶⁰ (w_i) kezeltem annak érdekében, hogy a tapasztalatokkal összhangban megfigyelésspecifikus legyen az egyensúlyi szint. Mindazonáltal a paraméter nagyságrendje várakozásaink alapján viszonylag kicsi, ezért egy korrekciós tényezővel ($k = 0,00005$) normáltam a megtakarításokat. Negyedrészt a konvergenciasebességet emelhetjük ki, amelyet 3%-ként rögzítettem a tapasztalatok alapján ($\varphi = 0,97$).

Szimulációs eredmények bemutatása

A kiterjesztett modell nem igazolta vissza, hogy az omega közelebb áll a feltételes modellből becsült szigmához, illetve bétához, sőt, valamelyest gyengébb kapcsolatot kaptam (az egyezőségi ráta 70% körüli). Ennek háttérében részben a leegyszerűsítő feltételek állhatnak, de a paraméterrestrikciók is megfontolandók.

Mindazonáltal érdemes megjegyezni, hogy az alapmodellben a 2,5%-os felzárkózási sebesség esetén is hasonló egyezőségi rátát (80% körüli) kaptam, mint a többi szimuláció esetében, azaz nem speciális ez a restrikció az egyezőségi ráta vonatkozásában. Ez azért releváns számunkra, mert a 2,5% körüli ütem megfelelt az empirikus tapasztalatok során becsült feltételes konvergencia ütemének. Azaz érvelhetünk amellett, hogy az alapmodellben ugyan nem megfigyelésspecifikus az egyensúlyi állapot, a közvetlen paraméterrestrikció során egyfajta feltételes konvergenciát kapunk, hasonlóan a kiterjesztett modellhez.

Összességében elmondhatjuk tehát az alap- és a kiterjesztett modell eredményei alapján, hogy az omega sok esetben azonos eredményekre vezetett, mint a szigma és a béta. Azaz a futtatott szimulációk mintegy 70-80%-ában eredményezte ugyanazt az eredményt (konvergencia vagy divergencia) az alternatív mutató, mint a mainstream indikátorok.

⁶⁰ Elméletileg egy zárt intervallumban is rögzíthetnénk a megtakarítási rátát, vagy például bináris értéket is adhatnánk a paraméternek, esetleg a Ramsey-modell analógiája alapján endogenizálhatjuk is a megtakarításokat. Annak érdekében viszont, hogy az eredmények összehasonlíthatók legyenek a kiinduló modell eredményeivel, nem foglalkoztam a komplexebb megtakarítási függvénnyel.

8. KÖVETKEZTETÉSEK, ÚJ TUDOMÁNYOS EREDMÉNYEK

8.1 Összegzés és megfogalmazott tézisek

Az empirikus tapasztalatok alapján a gazdasági növekedés gyorsulása homogén országcsoportokban tipikusan a konvergencia erősödésével párosul. Konvergencia alatt általában felzárkózást, vagy az egyenlőtlenségek csökkenését értjük. A doktori értekezés elsődleges célja a reálkonvergencia különböző, közgazdaságtudományi megközelítéseinek és mérőszámainak ismertetése, illetve empirikus és szimulációs vizsgálatok keretében azok összehasonlítása. A dolgozatban továbbá kidolgoztam és elemeztem egy új konvergenciamutatót, amelyet omega-konvergenciának neveztem el.

Az értekezés főbb megállapításait hat tételben foglaltam össze. Az empirikus jellegű következtetések visszaigazolták, hogy a világ országai között kimutatható feltételes konvergencia, de annak sebessége alacsony (1–2% körüli). Ezen túlmenően a számítások során arra jutottam egyik oldalról, hogy nagymértékben támogatta a konvergenciafolyamatokat Kína kiugró növekedése. A másik oldalról viszont a közelmúltban tapasztalt eladósodási hullám jelentős mértékben visszafogta a felzárkózási trendet. Következésképp, a feltételes konvergenciára és Kínára vonatkozó megállapítások visszaigazolták az *1. és 2. hipotézisem* fennállását.

Figyelembe kell azonban vennünk, hogy az egyes konvergenciamérőszámok között különbség figyelhető meg, amit egy AR(1) modell keretében bemutatott levezetéssel és egy szimulációs vizsgálattal is verifikáltam. Elméleti oldalról azt is fontosnak tartom kiemelni, hogy az értekezésben bevezetett új alternatív indikátor is a konvergencia parciális jellegére hívja fel a figyelmet, továbbá a mérőszám robusztusnak tekinthető. Vagyis az alternatív mérőszámra vonatkozó eredmények és a szimulációs vizsgálatok is egyaránt megerősítették a dolgozatban felállított *3. és 4. hipotézist*.

A továbbiakban a doktori értekezés téziseit fejtem ki:

1. tétel: A növekedésméletek endogén és neoklasszikus irányzata között elemi különbség van, többek között a konvergenciatulajdonságok vonatkozásában is. Ugyanakkor az egyes modelltípusokon belül is számos, releváns különbséget felfedezhetünk, amelyek akár jelentősen is befolyásolhatják az átmenet egyenletét és így a konvergencia sebességét. A megtakarítások endogenizálása, a nyitott gazdaság feltételezése és a tőkefüggő értékcsökkenés a konvergencia gyorsulása, míg az igazodási

költségek, a humán tőke, a produktív kormányzati szektor, valamint a tőkefüggő megtakarítások annak lassulásának irányába hatnak.

A tőke csökkenő határterméke következtében a neoklasszikus növekedésméletek feltételes konvergenciát implikálnak. Ugyan közös jellemzőjük a mainstream irányzatba tartozó modelleknek, hogy hosszú távon a technológiai haladás a növekedés faktora, az átmenet, a konvergencia szempontjából jelentős különbséget találhatunk közöttük, amelyet viszonylag részletesen bemutattam a dolgozatban.

Az endogén elméletek során bár jellemzően divergenciát kapunk, ez nem szükségszerű jellemzője az új, technológiai haladást jobban magyarázó növekedésméleteknek. Egyrészt bizonyos paraméterrestrikciók esetén feltételes konvergenciát kaphatunk. Másrészt kiterjeszthetők, bővíthetők a modellek oly módon, hogy a feltételes konvergenciára vonatkozó hipotézis is teljesüljön. Ekkor azonban tipikusan egyszerre több egyensúlyi állapot is létezhet. Ezzel a kérdéssel is röviden foglalkoztam az értekezésben.

2. tézis: A logaritmizált egy főre jutó GDP növekedésre felírt panelmodellek alapján világviszonylatban nem figyelhető meg abszolút konvergencia. Viszont ha megfelelő mennyiségű és minőségű kontrollváltozókkal az egyensúlyi állapokra próbálunk kondicionálni, akkor parciális értelemben kimutathatunk felzárkózást, ami igazolja az 1. hipotézist. Vagyis konvergencia homogénebb országcsoportokban figyelhető csak meg, amelyből nem következik a kevésbé fejlett gazdaságok automatikus felzárkózása. Ez a konvergenciasebesség továbbá viszonylag alacsony, 1–2% körüli, illetve fontos azt is figyelembe venni, hogy lényegében valamennyi modell esetében felmerül kisebb-nagyobb specifikációs hiba.

A béta-konvergencia alapján vegyes eredményeket kaptam: mind divergenciát, mind konvergenciát tudtam számszerűsíteni a logaritmizált egy főre jutó GDP-adatokon alapuló panelregressziókból. Az eredményeket ugyanis jelentősen befolyásolja, hogy milyen ország- és időspecifikus hatásokat feltételezünk, milyen instrumentumokat és milyen kontrollváltozókat vonunk be.

Figyelembe véve többféle modellszelekciós kritériumot (például p-értékek, J-statisztika, Hausman-teszt, Wald-statisztika) és elméleti összefüggéseket, 1–2% körüli

konvergenciasebesség tűnik a legvalószínűbbnek a vizsgált adatok alapján 1970 és 2011 között, 143 ország adatát felhasználva. Fontos megjegyezni egyfelől, hogy ilyen visszafogott sebesség esetén több száz év szükséges a felzárkózáshoz, ceteris paribus. Másfelől a becslések nem mentesek különböző hibatényezőktől. Végezetül, az eredmények lényegében viszonylag homogén gazdaságokra vonatkoznak.

Ezt a konvergenciasebességet a Solow-változókkal (beruházások, népességnövekedés) is sikerült megbecsülni (szintén GMM-eljárással). Ez gyakorlatilag azt jelenti, hogy a növekedési trendek nagy részét sikerült megmagyarázni a Solow-változókkal. Az időhatásokat fixnek tekintettem, ami jelentős részben a – valamennyi gazdaságra jellemző – technológiai haladással, globalizációs tendenciákkal áll összefüggésben.

A GMM-eljárás központi kérdése, hogy milyen instrumentumokat vonunk be, a gyenge instrumentumok ugyanis jelentősen torzíthatják az eredményeket. A gyakorlatban sokszor előfordul, hogy pusztán késleltetéseket használnak instrumentumoknak, ez azonban egyáltalán nem kell, hogy szükségszerű legyen: alternatívaként a Solow-változókat is bevontam instrumentumként, melyek egyfajta termelési függvényen alapuló megközelítést ragadnak meg.

Egy egyszerűbb Bayes-i modellt is ismertettem, ami alapján szintén arra a következtetésre juthatunk, hogy mérsékeltebb mértékű konvergenciasebesség figyelhető meg a vizsgált folyamatok tükrében. Azonban számos tényező, úgymint a prior varianciája és a benchmarknak választott gazdaság nem csak a koefficiens mértékét befolyásolja, hanem annak előjelét is.

3. tézis: A szigma-konvergencia vizsgálata során a logaritmizált egy főre jutó GDP értékek szórását becsültem meg, amelyet többféle megközelítés alapján is dekomponáltam a világ országai között. Ha a konvergencia hagyományos szemléletével szemben az adatokat a népességgel súlyozzuk, akkor az egyenlőtlenségek csökkenését figyelhetjük meg, ami elsősorban Kína kiugró teljesítményével magyarázható. Következésképp, a 3. tézis alátámasztja a 2. hipotézist.

A szigma esetében a számítások egyértelműen alátámasztották a népességgel való súlyozás pozitív hatását a konvergenciafolyamatokra vonatkozóan. Kiszűrve Kínát az adatokból az eredeti, súlyozatlan mintázathoz hasonló eredményeket kaptam, ami divergenciát mutatott. Ez azt jelenti, hogy Kína erőteljes felzárkózása áll –

párhuzamosan a kínaiak nagy számával – elsősorban a súlyozott egyenlőtlenségek csökkenésének hátterében. Ez az eredmény összhangban van Milanovic (2002) kutatásával.

4. tézis: A szigma- és a béta-konvergencia közti elméleti összefüggést több számításon keresztül bizonyítottam (levezetés $AR(1)$ keretrendszerben, Monte Carlo szimulációk), valamint rávilágítottam arra is, hogy lényeges különbség lehet a mainstream megközelítések között. Azaz az alkalmazott technikák visszaigazolták a 4. hipotézist.

A szigma és a béta közötti diszkrepancia hátterében az áll, hogy a béta-konvergencia szükséges feltétele a szigma-konvergenciának, de ez utóbbira további tényezők is hatnak. Egy $AR(1)$ modell keretében levezettem, hogy a szigmára hatnak különböző sokkhatások is, amire a szakirodalom (például Barro-Sala-i-Martin, 2004) is felhívja a figyelmet.

A Monte-Carlo szimulációs vizsgálat megerősítette, hogy a szigma és a béta azonos eredményre vezet azonos kiinduló feltételek esetén (az egyezőségi ráta = 100%). Viszont ha a hibatag tárgyidőszaki varianciáját módosítjuk, azaz a rendszert valamilyen sokkhatás éri, akkor ez az egyezés már nem áll fenn: másfélszeres relatív különbség 40%-kal mérsékli az egyezőségi rátát. A variancia és a ráta közötti kapcsolat azonban nem lineáris: kétszer nagyobb relatív különbség esetén már zérus az egyezőségi ráta. Ez gyakorlatilag azt jelenti, hogy ha recesszióra kerül sor, akkor a két mutató közötti korreláció – akár jelentős mértékben is – csökkenhet.

5. tézis: Kifejlesztettem egy új, alternatív konvergenciamutatót, amit omega-konvergenciának neveztem el. Az indikátor aggregált szinten parciális konvergenciát mutatott a világ országai között. Ez úgy is értelmezhető, hogy konvergencia kimutatható akkor, ha egyfajta feltételes szigma-konvergencia mérésére teszünk kísérletet, illetve ha egyfajta „magnövekedésre” koncentrálunk a tényleges növekedés helyett. Az omega az egy főre jutó GDP értékek, és az azt meghatározó strukturális változók, illetve kiinduló feltételek klasztercsoportjaira felírt mutató, melyet egy bázis- és tárgyidőszakban számszerűsítettem, figyelembe véve az egyes gazdaságok fejlettségét. Azaz az indikátor

súlyozott klaszterugrásként értelmezhető. Levonható a következtetés, hogy a mutató megerősítette a 3. hipotézist.

Az omega alapötletét Durlauf és szerzőtársai (2004) tanulmánya adta. A szerzők amellett érveltek, hogy nagyon hasznos lenne elméleti szempontból a feltételes béta-konvergencia mintájára a feltételes szigma-konvergencia koncepcióját kidolgozni, ezt a megközelítést azonban a szerzők nem formalizálták. Az értekezésben bizonyos értelemben erre tettem kísérletet.

Az omega alapötlete az, hogy az egy főre jutó GDP, és az azt meghatározó főbb strukturális változók (melyek biztosítják a mutató feltételes jellegét), illetve kiinduló feltételek információtartalmát klaszterek alapján tömörítem, majd e klaszterek változását számszerűsítem. Az alternatív mutató így tulajdonképpen „klaszterugrásokra” felírt módosított súlyozott szóródási mutató, amellyel a konvergencia illetve divergencia tényét és sebességét mértem, kontrollálva az egyes országok relatív fejlettségére. Azaz minél kevésbé fejlett egy ország és minél magasabb a növekedési üteme, annál magasabb lesz a konvergencia sebessége is.

Az alternatív indikátor alapján aggregált szinten *parciális konvergenciát* kaptam a vizsgált mutatók vonatkozásában 1971 és 2011 között, aminek háttérében több tényező állhat. Egyrészt ha figyelembe vesszük, hogy az egyes gazdaságoknak más és más az egyensúlyi állapota, azaz a steady state-et meghatározó változókra próbálunk kontrollálni, akkor már önmagában viszonylag kedvező eredményeket kaphatunk. Másrészt több fejlett ország már eleve fejlett volt a bázisidőszakban és közülük sokan nem ugrottak klasztert. Harmadrészt a kevésbé fejlett országok közül még az alacsonyabb jövedelmű országok között is találhatunk olyanokat, amelyek a jövedelmeiket megduplázták a tárgyidőszakra, ami bár abszolút értelemben nem feltétlenül, relatív értelemben mégis erőteljes növekedésnek tűnik. Negyedrészt a kínai gazdaság jelentős növekedése érdemben támogatta a konvergenciafolyamatokat.

Az eredmények értelmezésekor figyelembe kell venni, hogy miután a kisebb, ciklikusabb jellegű ingadozások közvetlenül kiszűrésre kerültek a klaszterek képzésével, többek között a klaszterezési eljárás, a bevont változók, valamint a választott bázis- és tárgyidőszak (1971 és 2011) is befolyásolja a számításokat. Mindazonáltal különböző robusztussági vizsgálatok alapján az eredmények megbízhatónak tűnnek aggregált szinten. Ezen túlmenően a szimulációs vizsgálatok alapján az omega a szigmához áll közelebb a mainstream mutatók közül, ami szintén

alkalmassá teheti a feltételes szigma-konvergencia-„szerű” koncepció megragadásához. Sőt, a futtatott szimulációk során az esetek 70-80%-ában vezetett azonos eredményre (konvergenciára/divergenciára) az omega, mint a mainstream mutatók.

6. tézis: A konvergenciafolyamatokat nagyban segítették a külső keresletet és az exportrészesedést pozitívan befolyásoló tényezők. Ugyanakkor a konvergencia sebessége, sőt annak előjele is nagyban függ a vizsgált időhorizonttól. A 2000-es évek második felében tapasztalt divergencia hátterében az eladósodásból finanszírozott túlzott fogyasztási hullám állhat.

Számításokat végeztem annak érdekében, hogy a 80-as évek (1982, 1987) és a 2000-es évek (2002, 2007) trendjeit összehasonlíthassam a világgazdaságban. Arra az eredményre jutottam, hogy a 80-as években konvergencia, míg a 2000-es években divergencia volt megfigyelhető.

A konvergenciavizsgálatok alapvetően az egy főre jutó GDP aggregált szintjén alapulnak, de abból a feltételezésből indultam ki, hogy az egyes GDP-összetevők releváns információkat hordozhatnak. Dekomponálva a GDP alakulását felhasználási tételekre a számítások azt mutatták, hogy mindkét időszakban jelentősen támogatták a külső kereslet és az exportrészesedés növekedésére pozitívan ható tényezők a konvergenciafolyamatokat. Ez összefügg azzal a közismert ténnyel, hogy a feltörekvő gazdaságok világszerű részesevé növekedést mutat.

Ez egyben azt is jelenti, hogy a 2000-es évek második felében megfigyelt divergencia-folyamatok hátterében egyéb tényezők állnak. Egyedül a fogyasztás egyenletében tapasztalhattunk divergenciát, azaz a fejlettebb gazdaságokban a (végső) fogyasztás relatíve magasabb volt. Ennek hátterében valószínűleg az eladósodási hullám, vagyis számos fejlett gazdaságban a túlzott hitelfelvételből finanszírozott fogyasztási kedv és a kormányzatok túlzott költekezése állhat. Ez a trend a 2008-as gazdasági és pénzügyi válság során jelentős mértékű, hosszan tartó, még a mai napig is fennálló mérlegalkalmazkodáshoz vezetett.

8.2 Új tudományos eredmények

Az értekezés újszerűségét egyik oldalról az adja, hogy kidolgoztam és ismerttettem egy új alternatív mutatószámot a konvergencia mérésére, amit omega mutatónak neveztem el. A másik oldalról a doktori értekezéshez készített empirikus vizsgálatokat

emelhetjük ki, amelyek szintén újszerűnek tekinthetők, aminek a háttérben több tényező áll.

Egyrészt az empirikus vizsgálatok az *alternatív mutatóhoz köthetők*, ezért szintén új tudományos eredmények tekinthetők.

Másrészt a *mainstream mutatókon alapuló eljárásokkal* – például GMM-panelmodellek, szóródási mutatók – kísérletet tettem a heterogenitás széles spektrumát (például a földrajzi elhelyezkedés mellett különböző országcsoportok bázis- és tárgyidőszaki átváltozóival, mint kontrollváltozókkal; népességgel való súlyozással, logaritmizálással és annak hiányával) feltárni és az egyes részmodelleket összehasonlítani. Emiatt ezek a megközelítések, illetve a belőlük származó eredmények sem tekinthetők sztenderdnek.

Ezen túlmenően különböző szimulációs eljárásokkal (MC, Bayes-i modell) és levezetéssel térképeztem fel a mainstream indikátorok, illetve az alternatív konvergenciamutató tulajdonságait, melyek leprogramozása és futtatása sem tartozik a konvergenciavizsgálatok során jellemzően bemutatott alkalmazások közé, ezért szintén új tudományos eredménynek tekinthetők a következtetések.

8.3 Jövőbeli kutatási irányok

A doktori értekezésben bemutatott elemzések és számítások többféle formában is kiterjeszthetők. Egyrészt *növekedésméleti szempontból*, mind a mainstream, mind a nem mainstream irányzat számos kutatási lehetőséget kínál. Például szimulációs eljárások keretében az utolérés sebességére vonatkozó vizsgálatok bővíthetők. Az endogén és a neoklasszikus elméletek szintetizálása, például a többféle állandósult állapotot leíró modellek átfogóbb bemutatása is releváns lehet.

Másrészt az *empirikus részek továbbfejlesztésére* is többféle lehetőség kínálkozik. Az időhorizont kiterjesztése, további változók bevonása javíthatja a modellek magyarázó erejét, csökkentheti a becslés torzítását és ezen keresztül annak megbízhatósága is növelhető. Ezen túlmenően további növekedési faktorok is azonosíthatók: az intézményi változók mellett például a humán tőkével és a technológiai haladással erősen korreláló változók is számottevően növelhetik a modellek megbízhatóságát.

Tekintettel a világgazdaságban megfigyelhető jelentősen eltérő növekedési pályákra, a *heterogenitás átfogóbb kezelését* is szükségesnek érzem. Ennek lehetséges formáit például rezsimváltó modellek, időben változó paraméterek becslése képezhetik. A

felzárkózás mellett a szóródási mutatókra is célszerűbb nagyobb hangsúlyt fektetni, például a jövedelemeloszlás alakjának, változásának megismerése érdekében.

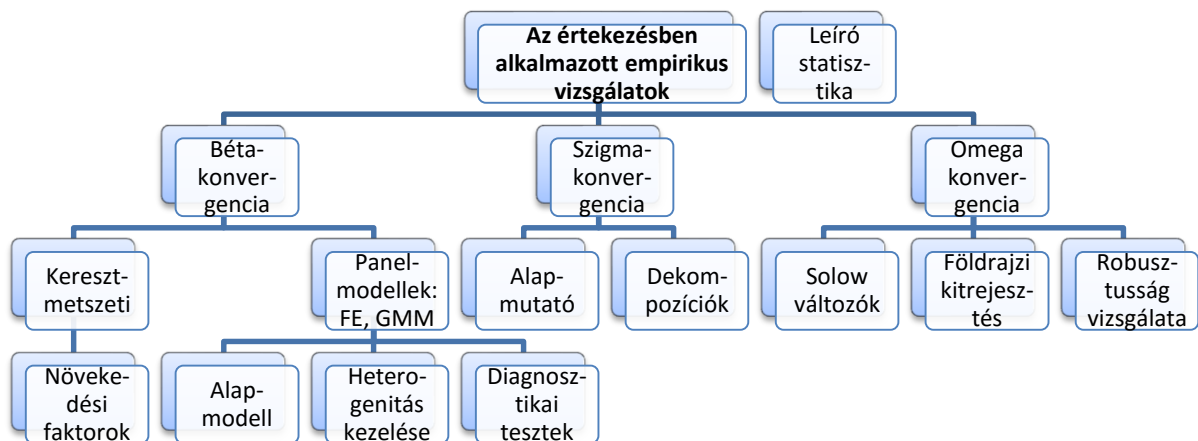
Harmadrészt a *szimulációs vizsgálatok kiterjesztését* is fontosnak tartom, hiszen az eredményeket a kiinduló feltételek és a kiválasztott technikák is jelentősen befolyásolhatják. A szimulációs eljárások kiterjesztése azért szükséges, mert a dolgozatban ismertetett alternatív mutató kialakításakor a feltételes szigma egyfajta közelítését tűztem ki célul, azaz további vizsgálatokkal jobban feltárhatjuk az omega elméleti tulajdonságait.

Az értekezésben bemutatott modellek mellett elsősorban a Bayes-i ökonometria eszköztára kínálhat számos további lehetőséget. A Bayes-i becslés egyik fő előnye, hogy más adatforrásokból származó eredményeket, illetve előzetes várakozásainkat is beépíthetjük a keretrendszerbe. Különösen az előbbi lehet releváns ebben a kontextusban, ugyanis a többféle adatforrás, illetve különböző empirikus tanulmányok között egyfajta szintetizálási lehetőséget kínál.

Negyedrészt érdekes lehet a *konvergenciára pozitívan és negatívan, rövid-, közép- és hosszútávon ható tényezők szétválasztása* mind elméleti, mind empirikus megfontolásból. A fejlődő gazdaságokban bevezetett strukturális intézkedések például hosszabb távon gyorsíthatják a potenciális növekedés ütemét, rövidtávon viszont a növekedést lassíthatják. Ez azzal magyarázható, hogy az intézkedések megvalósítása pótlólagos forrásokat vonhat el más gazdasági szereplőktől, miközben időre lehet szükség ahhoz, hogy a megtakarítások kifejthessék a növekedésre gyakorolt pozitív hatásukat. Az értekezésben ismertetett megközelítések részben kezelhetik ezt a nehézséget, mivel nem egyéves késleltetéseket, hanem hároméves átlagokat képeztem, összhangban az empirikus sztenderdekkel. Mindazonáltal elképzelhető, hogy egyes átfogóbb reformoknál akár magasabb fokú késleltetés is indokolt lehet. Ezzel párhuzamosan, a különböző sokkhatásokat kiszűrhetjük (például Hodrick-Prescott filterrel) és így a becsült trendre is fókuszálhatunk a tényleges adatok helyett.

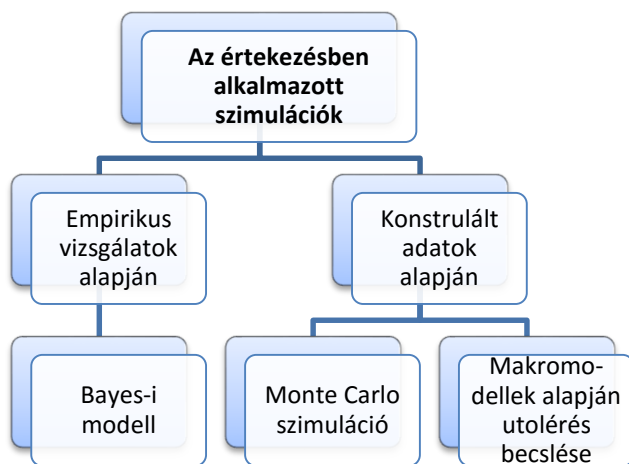
9. FÜGGELÉK

9.1 Az értekezés szerkezeti felépítése



30. ábra: Az értekezésben alkalmazott empirikus vizsgálatok keretrendszere

Forrás: saját készítés



31. ábra: Az értekezésben alkalmazott szimulációs vizsgálatok keretrendszere

Forrás: saját készítés

20. táblázat: Konvergenciasebességek – értekezésben szereplő elméletek

Modell	Konvergenciasebesség	Hivatkozás
Solow-modell	$\lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta)$	Solow (1956)
Ramsey-modell	$2\lambda = \left[\zeta^2 + 4 \left(\frac{1 - \alpha}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta g) \left(\frac{(\rho + \delta + \theta g)}{\alpha} - (n + g + \delta) \right) \right]^{1/2} - \zeta$	Barro-Sala-i-Martin (2004)
Humán tőkével bővített Solow-modell	$\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + g + \delta)$	Mankiw et. al. (1992)
Endogén megtakarítási ráta, humán tőke, improduktív kormányzat	$2\lambda = \left[\zeta^2 + 4 \left(\frac{1 - \alpha - \eta}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta g) \left(\frac{(\rho + \delta + \theta g)}{\alpha + \eta} - (n + g + \delta) \right) \right]^{1/2} - \zeta$	Nemeskéri (2003)
Igazodási költségek	$\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n + g + \delta) \left[\frac{1 + 1/2b(n + g + \delta)}{1 + b(n + g + \delta)} \right]$	Barro-Sala-i-Martin (2004)
Tőkefüggő értékcsökkenés	$\lambda = (1 - \alpha)(n + g + b_1) + (1 - \alpha + \phi)b_2 k^{*\phi}$	Duczynski (2003)
Tőkefüggő megtakarítási ráta	$\lambda = (1 - \alpha)(\delta + g + n) - g a_2 k^{*\alpha + g - 1}$	Duczynski (2003)
Produktív kormányzat	$\lambda = \left(1 - \frac{\alpha}{1 - \beta} \right) (\delta + n)$	Angelos (2003)
Integráció	$1 - \lambda \approx (1 - \alpha)(n + g + \delta + \zeta - h)$	Kutan-Yigit, 2007
Nyitott gazdaság	$\lambda = (1 - \alpha)(\delta + g + n) + \nu(1 - \alpha) \frac{\rho}{k^*} m(\alpha k^{*\alpha - 1} - \rho)^{m - 1}$	Duczynski (2003)
Kiterjesztett nyitott gazdaság	$2\lambda = \left[\zeta^2 + 4 \left(\frac{1 - \varepsilon}{\theta} \right) (\rho + \delta + \theta g) \left(\frac{(\rho + \delta + \theta g)}{\varepsilon} - (n + g + \delta) \right) \right]^{1/2} - \zeta$	Nemeskéri (2003)
Kiterjesztett nyitott gazdaság (konstans megtakarítási ráta)	$\lambda = (1 - \varepsilon)(\delta + g + n)$	Nemeskéri (2003)
CES-függvény ($0 < \psi < 1$)	$\lambda = \left[1 - a \left(\frac{bsA}{n + g + \delta} \right)^\psi \right] (n + g + \delta)$	Barro-Sala-i-Martin (2004)
Endogén termelési szerkezet stabil egyensúly mellett	$\lambda_k = sk^{* - \frac{1}{k^*} - 1} (1 - \ln k^*)$	Ligeti (2002)
AK-modell	$\lambda = (1 - \alpha)(n + g + \delta) = (1 - 1)(n + g + \delta) = 0$	Romer (1986)
Technológia diffúziója	$\lambda = (1 - \alpha - \beta)(n_i + g + \delta - c_i)$	Boulhol (2004)
Intézmények – Solow modell kiterjesztése	$\lambda = (1 - \alpha\gamma)(n + g + \delta)$	Tebaldi-Mohan (2008)

Forrás: a szerzők (lásd: 3. oszlop) munkássága alapján saját készítés

9.2 A gazdasági növekedésre vonatkozó jövőbeli kilátások

A gazdasági növekedés jövőbeli alakulására vonatkozó kilátásokat fundamentális tényezők mellett számos rövidtávú, átmeneti tényező is befolyásolja. A továbbiakban ezek közül említék néhány fontosabbat.

Az elmúlt néhány évben a feltörekvő gazdaságok viszonylag mérsékeltőbb bővülést mutattak, ami egyben a jövőbeli konvergenciafolyamatok ellen hat. Általánosságban elmondható, hogy a világkereskedelem lassulása több tényezővel magyarázható, úgymint a protekcionista intézkedések alkalmazásával, a termelékenység lassulásával és a demográfiai trendekkel. Ezen túlmenően kiemelendő, hogy a 2008-as világgazdasági válságból való kilábalás, illetve az azt követő mérlegalkalmazkodási folyamat továbbra is tart. Előbbi jól szemléletes, hogy a gazdaságok széles körében még mindig negatív a kibocsátási rés.

Az aktuális makrogazdasági trendek tükrében a konvergenciafolyamatokra vonatkozó kilátásokat több, pozitív és negatív tényező alakítja. Egyes fejlődő gazdaságok várhatóan továbbra is gyors növekedést fognak produkálni (például India) a közeljövőben, számos más feltörekvő gazdaság viszont (elsősorban Kína) relatív lassabb bővülést mutathat.

Európai Unió viszonylatban a kevésbé fejlett gazdaságok rövidtávú felzárkózását segítheti többek között a gyenge euró, az Európai Központi Bank monetáris lazítása, valamint az uniós transzferek lehívása is. Az EU-s támogatások kapcsán meg kell azonban jegyezni, hogy a 2007-2013-as programozási időszakban nyújtott transzfereket 2015-ig lehetett lehívni, így az új ciklus projektjei előreláthatólag csak fokozatosan futnak fel. Emiatt átmeneti mérséklődésre lehet számítani a programozási időszak első szakaszában, ami a divergenciafolyamatok rövidebb távú erősödését vonhatja maga után, miután a támogatások periodicitása a kevésbé fejlett térségek felzárkózását is befolyásolhatja. Ezen túlmenően különböző sokkhatások, úgymint az adósságválságot övező és geopolitikai bizonytalanságok, az unió jövőjével kapcsolatos bizalmatlanságok összességében szintén a konvergenciafolyamatok ellen hathatnak. Ugyanakkor mérlegelendő, hogy nem egységesen érintik az egyes tényezők a gazdaságokat: azok az országok, melyek stabil és fenntartható növekedést produkálnak, illetve a reálgazdasági és pénzügyi kitettségük mérsékeltőbb, tipikusan rezisztensebbek az őket ért sokkokra.

Globális, világgazdasági szinten elsősorban a *tartósan alacsony olajárak* támogathatják a konvergenciafolyamatokat. 2014 végén jelentősen, mintegy felére

mérséklődtek az olajárak, aminek háttérében mind keresleti (visszafogottabb külső kereslet), mind kínálati (többlettermelés az arab országokban, palaolaj kibocsátás, technológiai fejlődés) okok húzódnak meg. Az olajimportáló gazdaságok így mérsékeltebb importált inflációs nyomással szembesülnek, miközben az olajexportáló országok kevesebb bevételre tesznek szert. Az olajárak hatása összességében feltehetően nem nullszaldós világgazdasági szinten (lásd: IMF, 2015b).

A tartósan alacsony olajárak egyrészt közvetlenül támogatják a növekedési kilátásokat, ugyanis az alacsonyabb importált inflációs nyomás csökkenti a vállalatok – többek között szállítási – költségeit, illetve a fogyasztók is mérsékeltebb árdinamikával szembesülhetnek. Mindkét faktor a belső kereslet élénkülésének irányába hat. A tartósan alacsony olajárak ezen túlmenően számos más ágazatban is érzékeltethetik hatásukat tovaggyűrűző csatornákon keresztül.

Fontos ugyanakkor megjegyezni, hogy mivel a hatás nem lineáris és eltérően érinti az egyes országokat, nem biztos, hogy a fejlődő gazdaságok összességében jobban fognak belőle profitálni, azaz nem feltétlenül erősíti a sokkhatás a konvergenciafolyamatokat. Ezt mutatja egyrészt, hogy keresleti oldalon a dezinflációs hatás jelentős mértékben a kínai lassulásból fakadhat, ami önmagában szintén negatív folyamatként értelmezhető a konvergencia szempontjából. Másrészt, az üzemanyagot terhelő pótlólagos költségek (finomítás, adóterhek) is mérséklők az olajárak gazdaságélénkítő hatását. Harmadrészt, az IMF jelentése (2015b) kiemeli, hogy a különböző adminisztrációs intézkedések a fejlődő országokban jelentős mértékben gátolhatják a sokkhatás begyűrűződését. Azt is érdemes figyelembe venni, hogy az olajárak volatilisek és számos tényező alakítja őket, mindazonáltal az árat övező bizonytalanság ellenére a határidős jegyzések rövidtávon, összességében visszafogott árdinamikát jeleznek előre. Azaz a piac tartósan alacsony árszínvonalat vár az elkövetkező egy évben.

A geopolitikai kockázatok mellett az Amerikai Egyesült Államok központi bankjának szerepét betöltő *FED kamatemelése* is negatívan hathat a kevésbé fejlett gazdaságok teljesítményére a forráskiáramláson keresztül, különösen azokban az országokban, amelyek külső kitettsége jelentős. Feltehetően ezért a monetáris szigorítás is a konvergenciafolyamatok ellen hathat.

Összességében elmondhatjuk tehát, hogy rövidebb távon a konvergenciafolyamatokra mind pozitív, mind negatív kockázati tényezők egyaránt hatnak, amelyek közül a negatívak túlsúlyban lehetnek. E hatások azonban nem

lineárisak, mindazonáltal a polarizációs tendenciákat erősíthetik. Figyelembe kell azonban venni azt is, hogy a felsorolt tényezők zömmel viszonylag rövidebb távon ható, tipikusan nem strukturális faktorok, azaz hosszútávú felzárkózásra vonatkozó átfogó következtetések nem vonhatóak le belőlük.

9.3 Országlista az empirikus vizsgálatokhoz

21. táblázat: Országlista (2.3-as alfejezethez)

Algeria	Australia	Austria	Bangladesh
Barbados	Belize	Benin	Bhutan
Bolivia	Botswana	Brazil	Bulgaria
Burkina Faso	Burundi	Cameroon	Canada
Central African Republic	Chad	Chile	China
Colombia	Comoros	Congo. Dem. Rep.	Congo
Rep.	Costa Rica	Cyprus	Denmark
Dominican Republic	Ecuador	Egypt	Arab Rep.
El Salvador	Equatorial Guinea	Ethiopia	Fiji
Finland	France	Gabon	Gambia
The	Germany	Ghana	Greece
Guatemala	Guinea-Bissau	Honduras	Iceland
India	Indonesia	Iran	Islamic Rep.
Ireland	Israel	Italy	Japan
Jordan	Kenya	Korea	Rep.
Lesotho	Madagascar	Malawi	Malaysia
Mali	Malta	Mauritania	Mauritius
Mexico	Morocco	Mozambique	Namibia
Nepal	Netherlands	New Zealand	Nicaragua
Niger	Nigeria	Norway	Pakistan
Panama	Philippines	Portugal	Rwanda
Senegal	Singapore	South Africa	Spain
Sri Lanka	Sudan	Swaziland	Sweden
Switzerland	Syrian Arab Republic	Thailand	Togo
Trinidad and Tobago	Tunisia	Turkey	United Kingdom
United States	Uruguay	Venezuela	Zimbabwe.

Forrás: saját készítés

22. táblázat: Országlista (4–6. fejezetekhez)

Albania	Angola	Antigua and Barbuda	Argentina
Australia	Austria	Bahamas	Bahrain
Bangladesh	Barbados	Belgium	Belize
Benin	Bermuda	Bhutan	Bolivia
Botswana	Brazil	Brunei	Bulgaria
Burkina Faso	Burundi	Cambodia	Cameroon
Canada	Cape Verde	Central African Republic	Chad
Chile	China	Colombia	Comoros
Congo - Brazzaville	Congo - Kinshasa	Costa Rica	Cyprus
Denmark	Djibouti	Dominica	Dominican Republic
Ecuador	Egypt	El Salvador	Equatorial Guinea
Ethiopia	Fiji	Finland	France
Gabon	Gambia	Germany	Ghana
Greece	Grenada	Guatemala	Guinea
Guinea-Bissau	Honduras	Hong Kong	Hungary
Iceland	India	Indonesia	Iran
Iraq	Ireland	Israel	Italy
Ivory Coast	Jamaica	Japan	Jordan
Kenya	Kuwait	Laos	Lebanon
Lesotho	Liberia	Luxembourg	Macao
Madagascar	Malawi	Malaysia	Maldives
Mali	Malta	Mauritania	Mauritius
Mexico	Mongolia	Morocco	Mozambique
Namibia	Nepal	Netherlands	New Zealand
Niger	Nigeria	Norway	Oman
Pakistan	Panama	Paraguay	Peru
Philippines	Poland	Portugal	Qatar
Romania	Rwanda	Saint Kitts and Nevis	Saint Lucia
Saint Vincent and the Grenadines	Sao Tome and Principe	Saudi Arabia	Senegal
Sierra Leone	Singapore	South Africa	South Korea
Spain	Sri Lanka	Sudan	Suriname
Swaziland	Sweden	Switzerland	Syria
Taiwan	Tanzania	Thailand	Togo
Trinidad and Tobago	Tunisia	Turkey	Uganda
United Kingdom	United States	Uruguay	Venezuela
Vietnam	Zambia	Zimbabwe.	

Forrás: saját készítés

9.4 Keresztmetszeti becslések outputjai

23. táblázat: Feltételes konvergencia – export 1)

Dependent Variable: LOG(EXP_87/100*GDPCAP_87)-LOG(EXP_82/100*GDPCAP_82)

Method: Least Squares

Date: 09/08/15 Time: 21:43

Sample: 1 99

Included observations: 99

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.400233	0.183850	2.176952	0.0320
MER_82	-0.013042	0.002733	-4.771403	0.0000
LOG(EXP_82/100*GDPCAP_82)	-0.180612	0.052297	-3.453604	0.0008
HDI_82	1.548124	0.479604	3.227922	0.0017
MER_87	0.017488	0.002382	7.342577	0.0000
POP2_82	-0.100621	0.030666	-3.281218	0.0015
R-squared	0.511871	Mean dependent var		0.066157
Adjusted R-squared	0.485627	S.D. dependent var		0.401854
S.E. of regression	0.288209	Akaike info criterion		0.408429
Sum squared resid	7.724986	Schwarz criterion		0.565709
Log likelihood	-14.21725	Hannan-Quinn criter.		0.472065
F-statistic	19.50465	Durbin-Watson stat		2.171535
Prob(F-statistic)	0.000000			

Forrás: Világbank, IMF, ENSZ, UNCTAD adatai alapján saját számítás (2015)

24. táblázat: Feltételes konvergencia – export 2)

Dependent Variable: LOG(EXP_07/100*GDPCAP_07)-LOG(EXP_02/100*GDPCAP_02)

Method: Generalized Method of Moments

Date: 09/10/15 Time: 19:22

Sample: 1 99

Included observations: 99

Linear estimation with 1 weight update

Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Standard errors & covariance computed using White weighting matrix

Instrument specification: EXP_02 IMP_02 FCON_07 FCON_02 FCON_07

LOG(EXP_87/100*GDPCAP_87) DUM_CON1 DUM_CON2

DUM_CON3DUM_CON4 DUM_CON5 GDPCAP_82 GDPCAP_87

FER_82 POP2_87 POP_02 POP3_02

Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.473541	0.195254	2.425258	0.0173
CA_02	-0.019529	0.004108	-4.753964	0.0000
SAV_07	0.018670	0.003250	5.744742	0.0000
POP2_02	-0.097416	0.062391	-1.561388	0.1219
MER_02	-0.009839	0.002711	-3.629778	0.0005
MER_07	0.008817	0.002507	3.516342	0.0007
FER_87	-0.001249	0.000979	-1.275398	0.2054
LOG(EXP_02/100*GDPCAP_02)	-0.061613	0.021487	-2.867406	0.0051
R-squared	0.550751	Mean dependent var		0.275548

Adjusted R-squared	0.516194	S.D. dependent var	0.334152
S.E. of regression	0.232423	Sum squared resid	4.915871
Durbin-Watson stat	1.982428	J-statistic	7.294240
Instrument rank	17	Prob(J-statistic)	0.606514

Forrás: Világbank, IMF, ENSZ, UNCTAD adatai alapján saját számítás (2015)

25. táblázat: Feltételes konvergencia – végső fogyasztás 1)

Dependent Variable: LOG(FCON_87/100*GDPCAP_87)-LOG(FCON_82/100*GDPCAP_82)

Method: Least Squares

Date: 09/08/15 Time: 22:09

Sample: 1 99

Included observations: 99

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.644477	0.176349	3.654557	0.0004
BIR_87	-0.008829	0.002671	-3.305238	0.0014
GFCON_82	-0.005731	0.002133	-2.687369	0.0086
DUM_CON3	-0.075263	0.032312	-2.329261	0.0221
POP2_87	0.038959	0.015601	2.497235	0.0143
EXP_82	0.002025	0.000488	4.148181	0.0001
LOG(FCON_82/100*GDPCAP_82)	-0.037838	0.018125	-2.087600	0.0397
POP2_82	-0.045707	0.014033	-3.257040	0.0016
SUR_82	1.31E-08	5.43E-09	2.409984	0.0180

R-squared	0.510796	Mean dependent var	0.029325
Adjusted R-squared	0.467311	S.D. dependent var	0.152136
S.E. of regression	0.111037	Akaike info criterion	-1.471397
Sum squared resid	1.109631	Schwarz criterion	-1.235477
Log likelihood	81.83415	Hannan-Quinn criter.	-1.375943
F-statistic	11.74652	Durbin-Watson stat	1.674716
Prob(F-statistic)	0.000000		

Forrás: Világbank, IMF, ENSZ, UNCTAD adatai alapján saját számítás (2015)

26. táblázat: Feltételes konvergencia – végső fogyasztás 2)

Dependent Variable: LOG(FCON_07/100*GDPCAP_07)-LOG(FCON_02/100*GDPCAP_02)

Method: Two-Stage Least Squares

Date: 09/10/15 Time: 19:18

Sample: 1 99

Included observations: 99

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Instrument specification: DEBT_07FCON_02GFCF_82

DUM_CON1DUM_CON2 DUM_CON3 DUM_CON4
DUM_CON5

GDPCAP_82 GDPCAP_87 FER_82 GCF_02MER_82

Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.138346	0.060137	2.300524	0.0237
B9_07	-0.008266	0.004925	-1.678276	0.0967
SAV_02	0.011399	0.003118	3.655924	0.0004

GFCF_87	-0.011867	0.002655	-4.470293	0.0000
GCF_02	0.007294	0.003820	1.909346	0.0593
SAV_07	-0.007706	0.004568	-1.686736	0.0950
MER_02	0.000534	0.000429	1.245357	0.2162
R-squared	0.430033	Mean dependent var	0.114650	
Adjusted R-squared	0.392862	S.D. dependent var	0.149626	
S.E. of regression	0.116587	Sum squared resid	1.250515	
F-statistic	8.419945	Durbin-Watson stat	2.133175	
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	1.507323	
J-statistic	3.715206	Instrument rank	14	
Prob(J-statistic)	0.811933			

Forrás: Világbank, IMF, ENSZ, UNCTAD adatai alapján saját számítás (2015)

27. táblázat: Feltételes konvergencia – GDP 1)

Dependent Variable: LOG(GDPCAP_87)-LOG(GDPCAP_82)

Method: Least Squares

Date: 09/08/15 Time: 22:10

Sample: 1 99

Included observations: 99

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.730005	0.145960	5.001405	0.0000
DEP_87	-0.003764	0.001041	-3.616157	0.0005
POP3_87	0.021820	0.008845	2.466803	0.0156
DUM_CON4	0.076778	0.026577	2.888887	0.0049
POP2_82	-0.053980	0.011763	-4.588793	0.0000
MER_87	0.000913	0.000322	2.838556	0.0056
SUR_82	9.81E-09	3.45E-09	2.843611	0.0055
LOG(GDPCAP_82)	-0.046488	0.013256	-3.507061	0.0007
MOR_87	-0.003305	0.000958	-3.449247	0.0009
MOR_82	0.002498	0.000973	2.568540	0.0119
DUM_CTR2	-0.062628	0.028194	-2.221371	0.0289
R-squared	0.615435	Mean dependent var		0.042408
Adjusted R-squared	0.571735	S.D. dependent var		0.146309
S.E. of regression	0.095748	Akaike info criterion		-1.749762
Sum squared resid	0.806750	Schwarz criterion		-1.461416
Log likelihood	97.61324	Hannan-Quinn criter.		-1.633097
F-statistic	14.08301	Durbin-Watson stat		1.916261
Prob(F-statistic)	0.000000			

Forrás: Világbank, IMF, ENSZ, UNCTAD adatai alapján saját számítás (2015)

28. táblázat: Feltételes konvergencia – GDP 2)

Dependent Variable: LOG(GDPCAP_07)-LOG(GDPCAP_02)

Method: Least Squares

Date: 09/08/15 Time: 22:00

Sample: 1 99

Included observations: 99

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
----------	-------------	------------	-------------	-------

C	0.074328	0.081059	0.916967	0.3617
SAV_07	0.008247	0.001919	4.298195	0.0000
CPI_07	0.006517	0.001981	3.289351	0.0015
GCF_02	0.003685	0.001471	2.505451	0.0141
CA_07	-0.005520	0.001940	-2.845036	0.0055
DUM_CON1	-0.059166	0.029364	-2.014882	0.0470
SAV_02	-0.002716	0.000789	-3.443859	0.0009
DEP_07	-0.004560	0.001065	-4.280935	0.0000
MOR_02	0.001733	0.000429	4.040588	0.0001
DUM_CON3	0.057168	0.022085	2.588581	0.0113
EXP_87	0.001000	0.000314	3.179472	0.0020
B9_07	-0.004071	0.002025	-2.010274	0.0475
R-squared	0.641921	Mean dependent var	0.156532	
Adjusted R-squared	0.596646	S.D. dependent var	0.122837	
S.E. of regression	0.078014	Akaike info criterion	-2.150651	
Sum squared resid	0.529494	Schwarz criterion	-1.836091	
Log likelihood	118.4572	Hannan-Quinn criter.	-2.023380	
F-statistic	14.17845	Durbin-Watson stat	1.805620	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Forrás: Világbank, IMF, ENSZ, UNCTAD adatai alapján saját számítás (2015)

29. táblázat: Feltételes konvergencia – beruházások 1)

Dependent Variable: LOG(GFCF_87/100*GDPCAP_87+100)

-LOG(GFCF_82/100*GDPCAP_82+100)

Method: Least Squares

Date: 09/08/15 Time: 22:12

Sample: 1 99

Included observations: 99

White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.161773	0.199265	5.830284	0.0000
GCF_82	-0.011614	0.001721	-6.746860	0.0000
DEP_87	-0.012579	0.001803	-6.978043	0.0000
POP3_82	0.046824	0.011133	4.206033	0.0001
FCON_82	0.003690	0.001174	3.142037	0.0023
DUM_CTR2	-0.107356	0.037400	-2.870474	0.0051
LOG(GFCF_82/100*GDPCAP_82+100)	-0.057194	0.017798	-3.213444	0.0018
R-squared	0.554343	Mean dependent var	-0.049117	
Adjusted R-squared	0.525278	S.D. dependent var	0.266144	
S.E. of regression	0.183373	Akaike info criterion	-0.486501	
Sum squared resid	3.093575	Schwarz criterion	-0.303008	
Log likelihood	31.08182	Hannan-Quinn criter.	-0.412260	
F-statistic	19.07276	Durbin-Watson stat	2.037064	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Forrás: Világbank, IMF, ENSZ, UNCTAD adatai alapján saját számítás (2015)

30. táblázat: Feltételes konvergencia – beruházások 2)

Dependent Variable: LOG(GFCF_07/100*GDPCAP_07)/(GFCF_02/100

*GDPCAP_02+1)

Method: Two-Stage Least Squares

Date: 09/10/15 Time: 19:16

Sample: 1 99
 Included observations: 99
 White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance
 Instrument specification: LOG(GFCF_87/100*GDPCAP_87) FER2_87
 B9_07 BIR_87 BIR_82GCF_87 FER_02 FER2_87POP3_82
 BIR_87POP2_02 MOR_87 POP2_07 POP_07 POP3_02 LEXP_82
 DUM_CON1DUM_CON2 DUM_CON3 DUM_CON4 DUM_CON5
 EXP_02 IMP_02 FCON_02 BIR_82 MIG_87 DEA_87 GFCON_87
 DEP_87
 Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.455303	0.122602	3.713664	0.0004
LOG(GFCF_02/100*GDPCAP_02)	-0.009537	0.006426	-1.483955	0.1418
BIR_02	-0.046364	0.016630	-2.788011	0.0066
DEBT_07	0.000359	0.000195	1.842692	0.0691
GCF_02	-0.002820	0.001787	-1.578287	0.1185
BIR_07	0.024996	0.015699	1.592141	0.1153
FER2_02	0.175836	0.106369	1.653068	0.1023
POP3_87	0.009347	0.003883	2.407519	0.0184
MOR_02	-0.001043	0.000465	-2.243190	0.0277
POP3_07	0.012202	0.006539	1.866127	0.0657
LEXP_87	-0.005590	0.002170	-2.575306	0.0119
CA_02	-0.001496	0.002049	-0.729881	0.4676
SAV_02	0.000328	0.001894	0.173244	0.8629
FER2_07	-0.061042	0.111768	-0.546149	0.5865
DUM_CTR2	0.007991	0.030526	0.261765	0.7942
FER2_87	-0.056089	0.024305	-2.307720	0.0236
BIR_87	0.008597	0.003402	2.527120	0.0135
MIG_02	-7.16E-09	4.25E-09	-1.683177	0.0963
GFCON_02	-0.000932	0.001421	-0.655973	0.5137
DEP_07	0.002863	0.002072	1.382011	0.1709
R-squared	0.803346	Mean dependent var	0.033408	
Adjusted R-squared	0.756049	S.D. dependent var	0.062868	
S.E. of regression	0.031051	Sum squared resid	0.076170	
F-statistic	15.49528	Durbin-Watson stat	1.959138	
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	0.103466	
J-statistic	1.454771	Instrument rank	27	
Prob(J-statistic)	0.983834			

Forrás: Világbank, IMF, ENSZ, UNCTAD adatai alapján saját számítás (2015)

9.5 Kiegészítő részek a növekedésméletekhez

9.5.1 A Cobb-Douglas termelési függvény és a kiinduló feltételek

Az alábbiakban a Solow-modell kiinduló feltételeit ismertetem Cobb-Douglas termelési függvény mellett.

A mérethozadék, hasznosság és határtermékek

$$\Rightarrow Y = K^{\alpha} (AL)^{1-\alpha} \Rightarrow \alpha + (1 - \alpha) = 1, \text{ vagyis a mérethozadék állandó}$$

$\Rightarrow Y = K^\alpha (AL)^{1-\alpha} = 0$, akkor és csak akkor, ha K , A , vagy $L = 0$, vagyis mindegyik termelési tényező hasznos

$\Rightarrow \frac{\partial F}{\partial K} = f'(K) = \alpha K^{\alpha-1} (AL)^{1-\alpha} > 0$, mivel: α pozitív ($0 < \alpha < 1$)

$\Rightarrow \frac{\partial^2 F}{\partial K^2} = f''(K) = (\alpha - 1)\alpha K^{\alpha-2} (AL)^{1-\alpha} < 0$, mivel: $(\alpha - 1)$ negatív ($0 < \alpha < 1$)

$\Rightarrow \frac{\partial F}{\partial L} = f'(L) = (1 - \alpha)K^\alpha (AL)^{-\alpha} > 0$, mivel: $(1 - \alpha)$ pozitív ($0 < \alpha < 1$)

$\Rightarrow \frac{\partial^2 F}{\partial L^2} = f''(L) = (-\alpha)(1 - \alpha)K^\alpha (AL)^{-\alpha-1} < 0$, mivel: $(-\alpha)$ negatív ($0 < \alpha < 1$).

Az Inada-feltételek

$\Rightarrow \lim_{K \rightarrow 0} \frac{\partial F}{\partial K} = \lim_{K \rightarrow 0} f'(K) = \lim_{K \rightarrow 0} \alpha K^{\alpha-1} (AL)^{1-\alpha} = \lim_{K \rightarrow 0} \frac{\alpha (AL)^{1-\alpha}}{K^{1-\alpha}} = \infty$, mivel ha $K \rightarrow 0$,

akkor a tört a végtelenbe fog tartani

$\Rightarrow \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{\partial F}{\partial K} = \lim_{K \rightarrow \infty} f'(K) = \lim_{K \rightarrow \infty} \alpha K^{\alpha-1} (AL)^{1-\alpha} = \lim_{K \rightarrow \infty} \frac{\alpha (AL)^{1-\alpha}}{K^{1-\alpha}} = 0$, mivel ha K a

végtelenbe tart, akkor a tört a nullába fog tartani

$\Rightarrow \lim_{L \rightarrow 0} \frac{\partial F}{\partial L} = \lim_{L \rightarrow 0} f'(L) = \lim_{L \rightarrow 0} (1 - \alpha)K^\alpha (AL)^{-\alpha} = \lim_{L \rightarrow 0} \frac{(1 - \alpha)K^\alpha}{(AL)^\alpha} = \infty$, mivel ha $L \rightarrow 0$,

akkor a tört a végtelenbe fog tartani

$\Rightarrow \lim_{L \rightarrow \infty} \frac{\partial F}{\partial L} = \lim_{L \rightarrow \infty} f'(L) = \lim_{L \rightarrow \infty} (1 - \alpha)K^\alpha (AL)^{-\alpha} = \lim_{L \rightarrow \infty} \frac{(1 - \alpha)K^\alpha}{(AL)^\alpha} = 0$, mivel ha L a

végtelenbe tart, akkor a tört a nullába fog tartani.

9.5.2 A technológiai haladás endogenizálása

A TFP értelmezése és főbb jellemzői

Az AK-modellben azzal a feltételezéssel élünk, hogy a technológiai haladás a tőkével való ellátottságtól függ. Bár a TFP növekedésének egy része interpretálható többlettermelésként, a gyakorlatban ennél átfogóbban értelmezzük a technológiai haladást. Pusztán a tőkeállományra való korlátozás ellen szól az is, hogy míg a

technológiai haladásra egy viszonylag egyenletes⁶¹ folyamatként tekintünk, addig a beruházások az empirikus tapasztalatok, stilizált tények alapján a GDP legvolatilisabb komponensét jelentik.

A technológiai haladás a magasabb termékkibocsátás mellett például a következőket is jelentheti: meglévő termékek minőségi javulása, többféle terméktípus, jobb és olcsóbb termelési folyamat, szellemi tőke bővülése (például K+F-szektorban dolgozók számán keresztül). Barro (2005:15): a következő definíciót használja: „a technológiai haladás új gondolatok létrehozását jelenti.” Megkülönböztethetjük a TFP növekedését aszerint is, hogy mennyire nagy volumenű az innováció: vagyis egy-egy ágazatot, szektort, vállalatot érint csak, vagy esetleg az egész nemzet-, vagy világgazdaságra is kihat.

Felmerülhet bennünk, hogy egyáltalán mért is kerül sor a technológiai haladásra. Bár a TFP növekedése egyfajta tudásintenzív, tudományos folyamat részeként is felfogható, a *haszonmaximalizálási szempontok* ennél meghatározóbbak lehetnek. Egy-egy fejlesztést, innovációt ugyanis sokszor a profitvárakozások vezérlik, illetve ezzel összefüggésben a potenciális piac nagysága is meghatározó (Schmookler, 1966). Gondoljunk például az energiahatékony eszközök kifejlesztésére, amit nagymértékben költséghatékonysági szempontok vezérelhettek.

A *technológiára tekinthetünk úgy, mint egy közjóságra*, vagyis nincsen se rivalizálás, se kizárhatóság a szereplők között annak „fogyasztása” során – gondoljunk például egy alapkutatásra. Mivel a technológiát csak egyszer kell kifejleszteni növekvő mérethozadékkal szembesülünk, hiszen az innovációt a többi vállalat is használhatja, hozzájárulva így valamennyi vállalat kibocsátásához. A gyakorlatban azonban jellemzően nem tekintünk a technológiára úgy, mint tiszta közjóságra, hiszen a vállalatok rövidtávon szabadalmakkal védhetik meg az új ötletek átvételét, biztosítva így azt, hogy fejlesszenek.

A *versenyzői piac nem biztosít megfelelő elméleti keretet* a K+F szektor piacán, ezért jellemzően monopóliumot, vagy monopolisztikus versenyt feltételezünk. Így az innováció eredményeként a meglévő termékek kiszorulhatnak a piacról. Erre a

⁶¹ A technológiai haladás többek között azért perzisztens, mert azok a vállalatok, melyek valamilyen innovációs tevékenységet végeztek a múltban, nagy valószínűséggel a jövőben is folytatják ezt a folyamatot. Ez az úgynevezett kumulatív tulajdonság Aghion, Harris, Howitt és Vickers (2001) modelljének központi eleme.

folyamatra kreatív rombolásként (Schumpeter-i modell) szoktunk hivatkozni. A kiinduló feltételek módosításának szükségessége könnyen belátható. Tegyük fel, hogy tökéletes versenyt feltételezünk, ekkor a $P = MR = MC$ összefüggés alapján a profit zérus lesz. Ha egy adott vállalat fejleszt, amit aztán a többi cég – feltételezve hogy sok vállalat van a piacon – is fel tud ugyanúgy használni, akkor a fejlesztő vállalat veszteséget könyvvvel el, ami megegyezik az innováció nagyságával. Vagyis a hagyományos piacszerkezet mellőzésével biztosíthatjuk, hogy egy adott vállalat a profitvárakozások fényében fejlesszen.

A technológiai haladás néhány modellezési lehetősége

A növekedéstudelméletekben többféleképpen is sor kerülhet a technológia endogenizálására. Romer (1990) K+F-alapú, többszektoros endogén modelljében megkülönböztet termelő és K+F szektort⁶², melyek másfajta termelési tényezőket igényelnek. Míg a klasszikus termék előállítása munka- és tőkeintenzív (fizikai tőkét és munkaerőt igényel), addig a technológiai előállítása munkaintenzív (szellemi munkaerőt igénylő) folyamat: $A_{t+1} - A_t = \rho A_t^\phi L_{At}^\lambda$. A technológia piaca nem versenyző; a K+F kiadások a cég profitját növelik, de pozitív externáliát is generálnak a többi cég számára. Romer modelljében, endogén növekedés esetén ($\phi = 1$ és $n = 0$) a hosszú távú növekedést a K+F szektor részaránya (S_R) pozitívan befolyásolja.

A régi ötletek bár segíthetik az új ötletek létrehozását, de gátolhatják is azt. Jones (1995) az alábbi paraméterrestrikciókat javasolja: $0 \leq \phi < 1$ és $0 < \lambda \leq 1$, ugyanis empirikus vizsgálata alapján bár a K+F-szektor részaránya növekedett az elmúlt években, a TFP-re ez nem volt jellemző (vagyis S_R a hosszú távú növekedésre nem hat).⁶³

A *Romer-modell* egyik fő előnye, hogy nem csak a szemi-endogén, hanem az endogén modellben is megfigyelhető ezúttal feltételes konvergencia (Sorensen et. al., 2005), ami alapvetően azzal magyarázható, hogy a tőke határterméke csökkenő mindkét

⁶² A végterméket a következőképpen termelik meg a vállalatok: $Y_t = K_t^\alpha (A_t L_{Yt})^{1-\alpha}$. A munkaerő egy része (L_{Yt}) jelenik csak meg a klasszikus termelési függvényben, másik részük a technológia gyártásában vesz részt. A két létszám kiadja a teljes munkaerőállományt, ami exogén módon nő (a K+F szektorban foglalkoztatottak konstans hányadát teszik ki a teljes létszámnak).

⁶³ Ekkor az egy főre jutó változók hosszú távú, szemi-endogén növekedése: $g_{se} = (1+n)^{\frac{\lambda}{1-\phi}}$, miközben az eredeti Romer-modellben: $g_e = \rho(S_R L)^\lambda$ (Sorensen et. al., 2005)

konstrukcióban. Nem szabad azonban megfeledkezni arról, hogy szemi-endogén növekedés esetén a skálahatás ezúttal is megfigyelhető.

A technológiai haladás endogenizálása a hagyományos megközelítés mellett másfajta modellkeretben is elképzelhető. *Dixit és Stiglitz* (1977), illetve *Spence* (1976) többféle terméktípust modellez kontinuum számosságú inputot alapul véve, ami lehetővé teszi, hogy a technológiai haladást a termékpaletta diverzifikációja biztosítsa. A vállalatok tipikusan monopolisztikusan versenyzők. Az ágazati dimenzió bővítésével a technológia haladás kvalitatív (minőségi javulás) és kvantitatív (többféle termék) formában egyaránt mérhető. Egy ilyen példát mutat be *Saglam és Yetkiner* (2014): a Romeri alapokon nyugvó modelljükben a technológiai haladás nem konstans az egyes országok között, és a konvergencia sebességét a humán tőke állománya is befolyásolja.

Diverzifikált termékpalettán keresztül modellezi a minőségi javulást például *Aghion és Howitt* (1992). Modelljükben a technológiai fejlődést és a tartós növekedést a vállalatok közötti verseny generálja az előző alfejezetben ismertetett analógia alapján: az innováció magasabb minőségű termékekhez vezet, így az innovatív vállalat – szabadalmakat felhasználva – kiszorítja a meglévőt. A modell egyik fő előnye, hogy az innováció nem egy determinisztikus folyamatként adódik, hanem bizonytalanság övezi (Poisson folyamatot követ). A bizonytalanság más endogén modellekben is megjelenik, *King és Rebelo* (1988) például a humán tőke felhalmozásának hozadékát sztochasztikus folyamatként definiálja.

9.5.3 Fundamentális növekedés kontra proxy változók

A fundamentális növekedés definiálása

Az egyes gazdaságok eltérő növekedési ütemének hátterében számos tényező állhat. A neoklasszikus szemlélet (lásd: 3.1. alfejezet) hosszú távon elsősorban a technológiai haladásra, rövidtávon pedig a megtakarítási/beruházási hajlandóságot meghatározó tényezőkre hívja fel a figyelmet. Az endogén elméletek (lásd: 3.2-es alfejezet) pedig többek között a technológiát meghatározó tényezők (például a technológia diffúziója) szerepét emelik ki. E *növekedési faktorok azonban egyfajta proxy-knak is tekinthetők*, ugyanis nem adnak választ arra, hogy mik a növekedési faktorok – és így a tényleges növekedési és szintbeli különbségek – mozgatórugói. *Acemoglu* (2008) az alábbi *fundamentális tényezőkkel* magyarázza a növekedési ütemek közötti eltérést:

- „szerencse” vagy több egyensúlyi szint: lehetséges, hogy hasonló feltételekkel rendelkező országok pusztán „szerencséből” lesznek sikeresek, vagy kevésbé sikeresek (például egy diktatúrában a vezető szerepe meghatározhatja a növekedési pályát);
- *geográfia*: a földrajzi adottságok (például egy adott régióban gyógyíthatatlan betegségek, a termőföld minősége, éghajlat) befolyásolhatják a technológiai haladást és a természeti erőforrások allokációját, így a gazdasági növekedés ütemét is;
- *intézmények*: a (jog)szabályok befolyásolják a gazdasági szereplők döntéseit (például a vállalatok beruházási hajlandóságát) és így a növekedést is;
- *kultúra*: a kulturális különbségek befolyásolják a gazdasági szereplők preferenciáit, értékrendjét és így döntéseit egyaránt (például a fogyasztási szokásokat/türelmetlenségi paramétert, bizonyos kooperációk létrejöttét).

Weil (2012) némiképp eltérő bontást alkalmaz: fundamentumok alatt alapvetően a kormányzatot, a geográfiai adottságokat, klímát és a természeti adottságokat érti. E két megközelítés között van átfedés; Acemoglu például a klímát feltehetően a geográfiai adottságok között tartja számon. Ami az intézményeket illeti, Weil a termelékenység javulásának alakulását két részre bontja: technológiai haladásra és a hatékonyság növekedésére. Előbbi a kutatás- és fejlesztéssel, tudományos tevékenységgel, információáramlással, utóbbi pedig a gazdaság szervezésével, ösztönzőkkel, intézményekkel függ össze. Vagyis az intézmények Weil csoportosításában a tágabb értelemben vett technológiai haladás részei.

Azért alkalmazza Weil ezt a bontást, mert míg a proxy változók a termelési tényezőkön keresztül közvetlenül befolyásolják a jövedelmet, addig a fundamentumok arra adnak választ, hogy egy adott gazdaság mért szegény, vagy gazdag. Ugyanakkor ez a bontás is felvet néhány kérdést véleményem szerint. Például a fundamentumnak tekintett kormányzati tevékenység közvetlenül is kihat a jövedelmi folyamatokra, azaz nem tekinthető teljesen függetlennek a termelési tényezőktől. Gazdaságstatisztikai értelemben ugyanis a kormányzati tevékenység a termelési- és jövedelemoldalon a nem-piaci ágazatokon (elsősorban oktatás, egészségügy és közigazgatás hozzáadott értéke) és különböző adótételeken, míg felhasználási oldalon a kormányzati transzfereken és a közösségi fogyasztáson keresztül jelenik meg direkt módon.

Az intézmények szerepe és modellezési lehetőségei

A neoklasszikus és endogén növekedésméletek több olyan makrogazdasági összefüggést is azonosítanak, amelyek egybevágznak az empirikus megfigyelésekkel, várakozásokkal. Valamennyi, országok közötti különbség azonban nem azonosítható pusztán közgazdasági összefüggésekkel. A Solow-modellnél láthattuk, hogy keresztmetszeti összehasonlításban a neoklasszikus alapmodell eredményei nem tűnnek plauzibilisnek. A mintapéldában az USA és Afrika egy főre jutó GDP-jét hasonlítottam össze. Azonban nem feltételezhetjük, hogy pusztán közgazdasági aspektusban különbözik e két régió: jogi, politikai, társadalmi berendezkedésben is számos eltérés mutatkozik köztük, így nem biztosíthatók az azonos kiinduló feltételek. Ez a koncepció összefügg a klubkonvergencia definíciójával: azért nem figyelhető meg konvergencia Afrika és USA között, mert nem azonosak a kiinduló feltételek.

Nem definiált azonban, hogy mik ezek a kiinduló feltételek. Az *intézmények tulajdonképpen e kiinduló feltételek egy részét endogenizálják*: intézményeknek tekinthetjük a különböző (jog)szabályokat, normákat, szabályokat és szokásokat. Az intézmények néhány további értelmezési lehetőségeit ismerteti például North (1990) és Hodgson (2006).

Az intézmények az emberi döntések eredményei, és emiatt a többi fundamentális növekedési faktortól (a „szerencsétől”, a kultúrától és a geográfiától) élesen különböznek. Természetesen az intézmények is perzisztensek, de ha a lakosok úgy döntenek, hogy megváltoztatják őket, akkor sokkal könnyebb ezt a döntést végrehajtani, mint a többi fundamentális tényező esetében. (Acemoglu, 2008)

Az intézmények szerepe egy példán keresztül könnyen illusztrálható. Tegyük fel, hogy két gazdaság csak abban tér el egymástól, hogy az egyikben létezik járadékvadászat, míg a másikban nem. Mivel az *újraelosztó tevékenység hozadéka növekvő*, ezért a megtermelt erőforrások csökkenésén keresztül a járadékvadászat gátolja a gazdasági növekedést (Murphy et. al., 1993). A tranzakciós költségek létezése szintén magyarázhatja a növekvő hozadék kialakulását, és ezen keresztül a gazdasági növekedés lassulását.

Az intézményi dimenzió beépítése a neoklasszikus modellkeretbe többféleképpen is történhet, e megközelítések azonban gyakran nem veszik figyelembe az intézmények komplexitását. Tekintheünk az intézményekre úgy, mint a tőke elaszticitását befolyásoló faktorokra (Tebaldi-Mohan, 2008):

$$Y = f(A, K, L) = K^{\gamma\alpha} (AL)^{1-\alpha\gamma}, \text{ ahol: } 0 < \alpha < 1 \text{ és } 0 < \gamma < 1$$

A tőke hozadéka $\gamma\alpha$, szemben a Solow-modellben szereplő α -val. Mivel a többi kiinduló feltétel nem változott, tulajdonképpen az α -kat $\alpha\gamma$ -ra kell „kicserélnünk”. Vagyis az intézmények a steady state-et növelik:

$$\left(\frac{s}{(n + g + \delta)} \right)^{\frac{1}{1-\alpha\gamma}} = k_t = k^*$$

Ezzel párhuzamosan a konvergencia sebessége is lassabb lesz, hiszen erősebb intézményi keretrendszerrel rendelkező gazdaságok ceteris paribus közelebb vannak az egyensúlyi állapothoz. A kiinduló feltételek változása következtében az alábbi konvergenciasebességet kaphatjuk:

$$\lambda = (1 - \alpha\gamma)(n + g + \delta) \quad (9.1)$$

A modell egyik komoly hiányosságának tekinthető, hogy a hosszú távú növekedést az intézmények nem befolyásolják. Ennek kibővítése például⁶⁴ az alábbi termelési függvényben formalizálható (Tebaldi-Mohan, 2008):

$$Y = f(A, K, L) = A^{\gamma-1} K^{\gamma\alpha} (AL)^{1-\alpha\gamma}, \text{ ahol: } 0 < \alpha < 1 \text{ és } 0 < \gamma < 1$$

A modell azon a feltevésen alapul, hogy az intézmények a technológia terjedését segíthetik vagy gátolhatják (Matthews, 1986). E termelési függvény előnye, hogy tökéletes intézményi környezet esetén ($\gamma = 1$) visszkapjuk az eredeti Solow-modellt, továbbá a technológiai haladás spillover hatása is megjelenik. Így a normált változók növekedése a Solow-modellben szereplő (g) ütem helyett γg lesz. (Tebaldi-Mohan, 2008)

A technológiai haladás és az intézmények közötti kapcsolat a következő formában is kifejezhető (Hall et. al., 2010):

$$A_t = A_0 h_t^{\beta_1(I-I^*)} k_t^{\beta_2(I-I^*)}$$

⁶⁴ Természetesen hasonló analógiával élve számos egyéb neoklasszikus és endogén modell is kiterjeszthető intézményekkel.

A technológiát egyfajta „autonóm” technológia, vagyis a TFP alapszintje (A_0), illetve a tőkeállományok határozzák meg. A tőkeállományok szintjét befolyásolja, hogy az ideális intézményi struktúrától (I^*) mennyire áll távol a tényleges intézményi minőség (I).

Az intézmények formalizálásának egy további módja (Grigorian-Martinez, 2000; Breton, 2004):

$$Y = f(A, K, H, J, L) = K^\alpha H^\beta (JAL)^{1-\alpha-\beta}, \text{ ahol: } 0 < \alpha < 1 \text{ és } 0 < \beta < 1$$

A humán tőkével bővített Solow-modellhez képest újdonság, hogy az intézményi dimenzió (J) is explicit módon megjelenik a termelési függvényben. Ekkor a modell egyensúlyi állapota a hagyományos normálás után (Polimeni et. al., 2007):

$$J_t \cdot \left(\frac{S_k^{1-\beta} S_h^\beta}{(n+g+\delta)} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} = k_t = k^*$$

$$J_t \cdot \left(\frac{S_k^\alpha S_h^{1-\alpha}}{(n+g+\delta)} \right)^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} = h_t = h^*$$

Bár az intézmények az egyensúlyi állapotra hatnak, technikainak tűnhet a modellkeret abban értelemben, hogy a normálás nem terjedt ki az intézményi dimenzióra. Hiszen ha a technológiára nem normálunk, akkor a technológia is befolyásolja az egy főre jutó egyensúlyi szintet. Következésképp, ha az intézményekre is normálnánk, akkor az eredmények alapvetően megegyeznének a humán tőkével bővített Solow-modellnél levezetettel (így lényegében azonos konvergenciatulajdonságokat kapnánk), feltéve, hogy az intézmények meglehetősen perzisztensek – ami megfelel az általános vélekedésnek.

A hagyományos, formalizált modellkeretbe az intézmények ugyan bevonhatók, számos nehézséggel szembesülünk. Nem különítettük el egyértelműen a technológiát az intézményektől, illetve a fundamentális növekedést lényegében negligáltuk. Ez utóbbi arra utal, hogy nem foglalkoztunk jogi, demográfiai, stb. aspektusokkal, vagyis számos olyan területtel, amiken keresztül az intézmények hatása megjelenhet. A csatornák sokrétősége miatt ugyanakkor szükséges természetesen, hogy bizonyos leegyszerűsítő kritériumokkal éljünk.

E nehézségek miatt az intézmények modellbe illesztése egy másféle keretrendszerben célravezetőbb lehet: *többszektoros endogén modellekkel* kísérletet tehetünk annak feltérképezésére, hogy például a technológia diffúzióját, a tőkefelhalmozást, a hatékonyságot hogyan befolyásolhatják az intézmények az egyes szektorok közötti interakciókon keresztül. Egy ilyen modellt mutat be Tebaldi és Elmslie (2008): a keretrendszerükben az intézmények és a humán tőke kölcsönös kapcsolatát formalizálják. Az első szektor a végső terméket állítja elő a humán tőkével, a technológiával, az intézményi fejlettséggel és a folyó termelőfelhasználással, mint inputokkal (CRS termelési függvényt feltételezve). A második szektor a folyó termelőfelhasználás előállításáért, a harmadik pedig az innovációért felel. A modellben az intézményi fejlettséget az intézményi minőséggel formalizálták a szerzők, ami konstans mértékben növekszik az intézmények perzisztens jellege miatt. Az intézményi struktúra hatással van a termelési és a kutatási tevékenységre, és így a technológiára, a hosszú távú növekedésre és a humán tőke K+F-szektorba történő allokációjára is. Egyik fő konklúzió számunkra az, hogy átmenet és feltételes konvergencia is megfigyelhető a modellben.

Általános egyensúlyi keret helyett egy-egy adott intézmény vizsgálatára felírhatunk szektorspecifikus modelleket is, tekintettel az intézmények szerteágazó jellegére. *Acemoglu* (2006) például háromszereplős modelljében azt az inhatékony politikai intézményi magatartást modellezi, miszerint az uralkodó elit célja a többi csoport kizsákmányolása, azok erőforrásainak megszerzése az intézmények befolyásolásán keresztül. Ez a magatartás pedig inhatékony intézmények kialakulásához vezet.

Az intézmények hatásának kutatása során ugyanakkor az *ökonometriai modelleken alapuló becslések* felértékelődnek az intézményi csatornák szerteágazó és nehezen megfogható jellege miatt. Az intézmények és a növekedés kapcsolata során azonban endogenitással szembesülünk, hiszen a kapcsolat szimultán, így a hagyományos becslési módszerek torzított eredményekre vezetnek.

Miután a jelenlegi intézményeket a régi intézmények kialakulása befolyásolja, a kutatások gyakran annak feltérképezésére irányulnak, hogy a régi, eredeti (gazdasági, politikai, stb.) intézmények kialakulása milyen exogén tényezőkkel magyarázható. Vagyis milyen faktorok befolyásolhatták például egy adott országba bevándorlók/letelepedők döntéseit, melyek az adott intézmények létrejöttét erőteljesen befolyásolhatták. Ilyen változók például a népsűrűség, helyi halálozás, földrajzi adottságok (Easterly-Levine, 2012), írástudás (Tabellini, 2010), halálozási ráta és

jogeredet (Acemoglu-Johnson, 2005). E változókat instrumentumként felhasználva csökkenthető a torzítás. Az empirikus vizsgálatok közül számos esetben találtak a kutatók szignifikáns növekedési hatást, kiváltképp a tulajdonjogi és a politikai intézmények esetében.

9.5.4 Egy humán tőkével bővített (szemi-)endogén modell

A modell felépítése

A humán tőkével kiterjesztett Solow-modell alapján egy egyszerűbb endogén növekedési modellt dolgoztam ki és ismertetek annak illusztrálása céljából, hogy milyen mértékben módosulhatnak a konvergencia eredmények a kiinduló feltételek változásának következtében. A modell egy korábbi tanulmányon alapul (Gáspár, 2011b).

A modellben a népességnövekedés továbbra is exogén, a technológia egy része viszont endogén, termelői externália bevonásával. A gazdaság zárt, a szóban forgó piacok pedig: árupiac, fizikai tőke piaca és munkaerőpiac. Az időhorizont diszkrét.

A reprezentatív vállalat termelését az alábbi termelési függvény írja le:

$$Y_t = H_{t,d}^\varphi \cdot K_{t,d}^\alpha \cdot (L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t)^{1-\alpha-\varphi}, \quad 0 < \alpha < 1, \text{ illetve } 0 < \varphi < 1,$$

ahol: $H_{t,d}$: a humán tőke kereslete, $K_{t,d}$: a fizikai tőke kereslete, $L_{t,d}$: a munkaerő kereslete, A_t : endogén technológia, B_t : exogén technológia.

A fizikai tőke, a munkaerő és a humántőke kereslete együttesen konstans hozadékokat eredményez. A reprezentatív vállalat számára az összes termelési tényező adott, teljesülnek azonban az egyensúlyi feltételek:

$$H_{t,d}^\varphi = H_t^\varphi, \quad K_{t,d}^\alpha = K_t^\alpha, \quad L_{t,d} = L_t$$

A Solow-modellhez hasonlóan a tőkejövedelem aránya a GDP-ben α , míg a munkajövedelem aránya $1 - \alpha$. Ennek biztosításához – a Mankiw-modellhez (Mankiw et. al., 1992) hasonlóan – végezzük el az alábbi egyszerűsítést:

$$\begin{aligned} Y_t &= H_{t,d}^\varphi \cdot K_{t,d}^\alpha \cdot (L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t)^{1-\alpha-\varphi} = K_{t,d}^\alpha \cdot (h_{t,d} \cdot L_{t,d})^\varphi \cdot (L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t)^{1-\alpha-\varphi} = \\ &= K_{t,d}^\alpha \cdot h_{t,d}^\varphi L_{t,d}^{1-\alpha} \cdot A_t^{1-\alpha-\varphi} \cdot B_t^{1-\alpha-\varphi}, \end{aligned}$$

$$\text{ahol: } h_t = \frac{H_t}{L_t}$$

Vagyis a munkaerő-állomány minden tagja rendelkezik egy konstans arányú humán tőkével. A humán tőkének tehát nincsen külön piaca, a hozama pedig a munkásokat illeti meg, ezért változatlan a munkajövedelem aránya a Solow-modellhez képest.

A határtermékeket az elsőrendű deriváltakból kapjuk:

$$r_t = \alpha K_{t,d}^{\alpha-1} \cdot H_{t,d}^{\varphi} \cdot \left(\frac{1}{L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t} \right)^{\alpha-1+\varphi} = \alpha \cdot \left(\frac{K_{t,d}}{L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t} \right)^{\alpha-1} \left(\frac{H_{t,d}}{L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t} \right)^{\varphi}$$

$$w_t = (1 - \alpha - \varphi) L_{t,d}^{-\alpha-\varphi} \cdot K_{t,d}^{\alpha} \cdot H_{t,d}^{\varphi} \cdot \left(\frac{1}{A_t \cdot B_t} \right)^{\alpha-1+\varphi} =$$

$$= (1 - \alpha - \varphi) \cdot \left(\frac{K_{t,d}^{\alpha}}{L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t} \right)^{\alpha} \cdot \left(\frac{1}{A_t \cdot B_t} \right)^{-1} \cdot \left(\frac{H_{t,d}^{\varphi}}{L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t} \right)^{\varphi} =$$

$$= (1 - \alpha - \varphi) \cdot \left(\frac{K_{t,d}^{\alpha}}{L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t} \right)^{\alpha} \cdot \left(\frac{H_{t,d}^{\varphi}}{L_{t,d} \cdot A_t \cdot B_t} \right)^{\varphi} \cdot A_t \cdot B_t,$$

ahol:

- r_t : reálkamat
- w_t : reálbér.

Felszorozva tehát a parciális deriváltakat az egyes termelési tényezőkkel, a tényezőkeresleti függvények a szokásos, optimális az allokációt eredményezik:

$$r_t = \alpha \cdot \frac{Y_{t,d}}{K_{t,d}}, \text{ illetve } w_t = (1 - \alpha) \cdot \frac{Y_{t,d}}{L_{t,d}}$$

Tegyük fel, hogy a technológia két részre bontható: *a technológia endogén része a fizikai és a humán tőkével arányos* aggregált szinten:

$$A_t = H_t^{\theta} \cdot K_t^{\eta}, \quad 0 < \eta < 1, \text{ illetve } 0 < \theta < 1$$

A fizikai tőke biztosítja, hogy a megfelelő minőségű eszközök álljanak rendelkezésre az új technológiák kifejlesztéséhez, míg a humán tőke a technológiai haladáshoz szükséges szellemi tudást, bizonyos spillover hatásokat biztosít. Tegyük fel, hogy egy fejlődő országba működő tőke áramlik, ekkor a fizikai tőke mellett a humán tőke is szükséges a technológia diffúziójához. Mivel nem csak e két faktortól függ a technológiai haladás, ezért a technológiai haladás csak részben endogén: B_{t+1}/B_t jelöli a

technológiai fejlődés exogén ütemét. Aggregált szinten így az alábbi termelési függvény írható fel:

$$Y_t = H_t^\varphi \cdot K_t^\alpha \cdot (L_t \cdot A_t \cdot B_t)^{1-\alpha-\varphi}, \text{ illetve a technológiát behelyettesítve:}$$

$$Y_t = H_t^\varphi \cdot K_t^\alpha \cdot (L_t \cdot H_t^\theta \cdot K_t^\eta \cdot B_t)^{1-\alpha-\varphi} = H_t^{\varphi+\theta(1-\alpha-\varphi)} \cdot K_t^{\alpha+\eta(1-\alpha-\varphi)} \cdot L_t^{1-\alpha-\varphi} \cdot B_t^{1-\alpha-\varphi}$$

Látható, hogy: $\varphi + \theta(1-\alpha-\varphi) + \alpha + \eta(1-\alpha-\varphi) + 1-\alpha-\varphi + 1-\alpha-\varphi > 1$. Vagyis a kitevők összege nagyobb, mint 1, azaz a mérethozadék növekvő. Ez akkor is teljesül, hogy ha $\theta = \eta = 1$. Viszont ha $\theta = \eta = 0$, akkor visszkapjuk a humán tőkével bővített Solow-modellt.

Dinamika a szemi-endogén modellben

Tudjuk, hogy az endogén technológia növekedése:

$$(1+g) = \frac{A_{t+1}}{A_t} = \frac{H_{t+1}^\theta \cdot K_{t+1}^\eta}{H_t^\theta \cdot K_t^\eta} \quad (9.2)$$

Definiáljunk hatékonysági egységre jutó változókat az alábbi módon:

$$\tilde{k}_t = \frac{K_t}{A_t \cdot L_t \cdot B_t}, \text{ illetve } \tilde{h}_t = \frac{H_t}{A_t \cdot L_t \cdot B_t}$$

Ekkor:

$$\begin{aligned} \frac{\tilde{k}_{t+1} \cdot \tilde{h}_{t+1}}{\tilde{k}_t \cdot \tilde{h}_t} &= \frac{\frac{K_{t+1} \cdot H_{t+1}}{K_t \cdot H_t}}{\left(\frac{A_{t+1} \cdot L_{t+1} \cdot B_{t+1}}{A_t \cdot L_t \cdot B_t} \right)^2} = \frac{\frac{K_{t+1} \cdot H_{t+1}}{K_t \cdot H_t}}{\left(\frac{H_{t+1}^\theta \cdot K_{t+1}^\eta \cdot L_{t+1} \cdot B_{t+1}}{H_t^\theta \cdot K_t^\eta \cdot L_t \cdot B_t} \right)^2} = \\ &= \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} \right)^{1-2\eta} \left(\frac{H_{t+1}}{H_t} \right)^{1-2\theta} \left(\frac{1}{(1+n)^2} \right) \left(\frac{1}{(1+b)^2} \right) \end{aligned} \quad (9.3)$$

$$\text{Ahol: } 1+n = \frac{L_{t+1}}{L_t}, \text{ illetve } 1+b = \frac{B_{t+1}}{B_t}$$

A tőkeállományok változása:

$$K_{t+1} - K_t = I_t^K - \delta_K \cdot K_t = s_K \cdot Y_t - \delta_K \cdot K_t, \quad 0 < \delta_K < 1, \text{ illetve } 0 < s_K < 1$$

$$H_{t+1} - H_t = I_t^H - \delta_H \cdot H_t = s_H \cdot Y_t - \delta_H \cdot K_t, 0 < \delta_H < 1, \text{ illetve } 0 < s_H < 1$$

A fizikai és humán tőke állományának változása a beruházás (I_t) illetve megtakarítás (sY_t) és az amortizáció (δ) különbségének eredőjeként alakul. A kétfajta tőkeállomány változása részben összefügg, mivel hozzájárulnak a termeléshez, és az adott jövedelem egy meghatározott része kerül humán- vagy fizikai tőkebefektetésbe, vagy fogyasztásba. Tehát magasabb humántőke vagy fizikai tőke magasabb jövedelemmel párosul, így mindkét tőketípus mértéke megnő a beruházáson keresztül; függetlenül attól, hogy eredetileg csak az egyik tőkefajtában történt-e növekmény. A fogyasztás mértéke ebben a modellben is a meg nem takarított összeg mértéke, vagyis: $C = (1 - s)Y$.

Behelyettesítve a tőkeállományok változását a hatékonysági egységre jutó változók növekedésének egyenletébe az alábbi eredményre jutunk:

$$\begin{aligned} \frac{\tilde{k}_{t+1} \cdot \tilde{h}_{t+1}}{\tilde{k}_t \cdot \tilde{h}_t} &= \left(s_K \cdot \frac{Y_t}{K_t} - \delta_K + 1 \right)^{1-2\eta} \left(s_H \cdot \frac{Y_t}{H_t} - \delta_H + 1 \right)^{1-2\theta} \left(\frac{1}{(1+n)^2} \right) \left(\frac{1}{(1+b)^2} \right) = \\ &= \left(s_K \cdot \tilde{k}_t^{\alpha-1} \cdot \tilde{h}_t^\varphi - \delta_K + 1 \right)^{1-2\eta} \left(s_H \cdot \tilde{k}_t^\alpha \cdot \tilde{h}_t^{\varphi-1} - \delta_H + 1 \right)^{1-2\theta} \left(\frac{1}{(1+n)^2} \right) \left(\frac{1}{(1+b)^2} \right) \end{aligned}$$

A modell egyensúlyi állapota ott lesz, ahol mind a humán- mind a fizikai tőke állománya már nem változik:

$$\begin{aligned} 1 &= \left(s_K \cdot \tilde{k}_t^{\alpha-1} \cdot \tilde{h}_t^\varphi - \delta_K + 1 \right)^{1-2\eta} \left(s_H \cdot \tilde{k}_t^\alpha \cdot \tilde{h}_t^{\varphi-1} - \delta_H + 1 \right)^{1-2\theta} \left(\frac{1}{(1+n)^2} \right) \left(\frac{1}{(1+b)^2} \right) \\ \left((1+n)^2 \cdot (1+b)^2 \right)^{\frac{1}{1-2\eta}} &= \left(s_K \cdot \tilde{k}_t^{\alpha-1} \cdot \tilde{h}_t^\varphi - \delta_K + 1 \right) \left(s_H \cdot \tilde{k}_t^\alpha \cdot \tilde{h}_t^{\varphi-1} - \delta_H + 1 \right)^{\frac{1-2\theta}{1-2\eta}} \\ \left(\frac{\left((1+n)^2 \cdot (1+b)^2 \right)^{\frac{1}{1-2\eta}}}{\left(s_H \cdot \tilde{k}_t^\alpha \cdot \tilde{h}_t^{\varphi-1} - \delta_H + 1 \right)^{\frac{1-2\theta}{1-2\eta}}} + \delta_K - 1 \right) \cdot \frac{1}{s_K} &= \left(\tilde{k}_t^{\alpha-1} \cdot \tilde{h}_t^\varphi \right) \end{aligned}$$

Amiből következik az egyes makrogazdasági változók egyensúlyi állapota:

$$\tilde{k}^* = \tilde{k}_t = \left[\left(\frac{\left((1+n)^2 \cdot (1+b)^2 \right)^{\frac{1}{1-2\eta}}}{\left(s_H \cdot \tilde{k}_t^\alpha \cdot \tilde{h}_t^{\varphi-1} - \delta_H + 1 \right)^{\frac{1-2\theta}{1-2\eta}}} + \delta_K - 1 \right) \cdot \frac{1}{s_K} \cdot \frac{1}{\tilde{h}_t^\varphi} \right]^{\frac{1}{\alpha-1}}$$

$$\tilde{h}^* = \tilde{h}_t = \left[\left(\frac{((1+n)^2 \cdot (1+b)^2)^{\frac{1}{1-2\eta}}}{(s_H \cdot \tilde{k}_t^\alpha \cdot \tilde{h}_t^{\varphi-1} - \delta_H + 1)^{\frac{1-2\theta}{1-2\eta}}} + \delta_K - 1 \right) \cdot \frac{1}{s_K} \cdot \frac{1}{\tilde{k}_t^{\alpha-1}} \right]^{\frac{1}{\varphi}}$$

$$\tilde{y}^* = (\tilde{k}^*)^\alpha \cdot (\tilde{h}^*)^\varphi$$

A egyensúlyi változók pontos értékei szimulációval határozhatók meg, mivel az egyensúlyi tőkeállományok mindkét oldalon megjelennek. A tőkeállományokat a megtakarítások/beruházások ezúttal is pozitívan, míg az exogén népesség és technológia növekedési üteme, illetve az amortizáció negatívan befolyásolja. Rövidtávon e változók növekedése vagy csökkenése befolyásolja a jövedelmet egészen addig, amíg el nem éri a gazdaság az egyensúlyi állapotát. Az egyes tőkeállományok típusai egymásra is pozitívan hatnak a korábban ismertettek alapján.

A modell dinamikája a neoklasszikus alapmodellhez képest nehezebben interpretálható, viszont lényegében hasonló átmenetet kaphatunk. Tegyük fel⁶⁵, hogy: $\eta = \theta$, ekkor az átmenet egyenlete:

$$\frac{\tilde{k}_{t+1} \cdot \tilde{h}_{t+1}}{\tilde{k}_t \cdot \tilde{h}_t} = \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} \right)^{1-2\eta} \left(\frac{H_{t+1}}{H_t} \right)^{1-2\eta} \left(\frac{1}{(1+n)^2} \right) \left(\frac{1}{(1+b)^2} \right) = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \left((1+n)^2 (1+b)^2 \right)^{\frac{1}{1-2\eta}} = \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} \right) \left(\frac{H_{t+1}}{H_t} \right)$$

Ekkor az egyensúlyi növekedés ütem:

$$\frac{A_{t+1}}{A_t} = \frac{H_{t+1}^\eta \cdot K_{t+1}^\eta}{H_t^\eta \cdot K_t^\eta} = \left((1+n)^2 (1+b)^2 \right)^{\frac{\eta}{1-2\eta}}$$

Figyelembe az exogén technológia növekedését az egy főre jutó növekedési ütem:

$$\frac{B_{t+1}}{B_t} \cdot \frac{A_{t+1}}{A_t} = (1+b) \cdot (1+g) = (1+b) \cdot \left((1+n)^2 (1+b)^2 \right)^{\frac{\eta}{1-2\eta}} \quad (9.4)$$

Amiből következtethetünk a normált változók abszolút mértékű növekedésére:

⁶⁵ Mivel részletes információk nem állnak rendelkezésre η -ról és θ -ról, ezért nem foglalkoztam azzal az esettel, amikor $\eta = \theta$ nem feltétlenül teljesül.

$$\frac{B_{t+1} - B_t}{B_t} \cdot \frac{A_{t+1} - A_t}{A_t} = (1+b-1) \cdot (1+g-1) = b \cdot \left(\left((1+n)^2 (1+b)^2 \right)^{\frac{\eta}{1-2\eta}} - 1 \right)$$

Ahol: $\eta = \theta \neq \frac{1}{2}$ ⁶⁶

A népesség és a technológia exogén növekedési üteme, valamint az endogén technológiát meghatározó humán- és fizikai tőke elaszticitása határozza meg a növekedési rátát az egyensúlyban. Mivel exogén változók is hatással vannak a növekedésre, ezért a növekedés szemi-endogén.

A technológia pozitív hatása kettős természetű. Egyrészt keletkezik egy közvetlen hatás, mert beleépül magába a termelési függvénybe, másrészt pedig egy közvetett hatás során, az endogén technológián keresztül mind a fizikai, mind a humán tőke pótlólagos jövedelmet generál.

*Az egyensúlyi állapotban a népesség növekedése ceteris paribus magasabb jövedelmet generál (skálahatás), ami nem tűnik reálisnak. Azok az országok, amelyekben magasabb a népesség növekedési üteme, általában köztudottan alacsonyabb növekedést produkálnak. Ugyanakkor nem feltétlenül szükséges a népesség növekedése az egyensúlyi növekedéshez*⁶⁷.

Dinamika az endogén modellben

A szemi-endogén modell viszonylag lassú konvergenciáról tanúskodik, de nem ad magyarázatot a divergenciára. Tegyük fel, hogy a tőke határterméke már nem csökkenő:

⁶⁶ Láthatjuk, hogy:

$$\lim_{\eta \rightarrow \frac{1}{2}^-} b \cdot \left(\left((1+n)^2 (1+b)^2 \right)^{\frac{\eta}{1-2\eta}} - 1 \right) = \infty, \quad \lim_{\eta \rightarrow \frac{1}{2}^+} b \cdot \left(\left((1+n)^2 (1+b)^2 \right)^{\frac{\eta}{1-2\eta}} - 1 \right) = -b$$

⁶⁷ További kérdések is felmerülhetnek a népesség növekedésével kapcsolatban. Egyrészt felvetődhet, hogy egyáltalán egyensúlyi állapotban vannak-e egyes gazdaságok. Ha az országok nincsenek egyensúlyban, vagy esetleg más egyensúlyba tartanak, akkor az egyensúlyi növekedés vizsgálata nem feltétlenül releváns. Másrészt a modell nem feltétlenül keresztmetszeti dimenziót fed le, így például nagyon hosszú távon élhetünk azzal a feltételezéssel, hogy magasabb népesség szükséges velejárója a növekedésnek (Kremer, 1993), mivel a létszám bővülése hatékonyság növelésével párosult. Harmadrészt nem szabad figyelmen kívül hagyni, hogy nem feltételeztünk munkanélküliséget, inaktivitást. Tehát nem a népesség számából, hanem a tényleges munkaerőpiaci aktivitásból kell kiindulnunk az optimumfeltételek teljesülése esetén: helyállónak tűnik az az elképzelés, hogy egy vállalat akkor vesz fel pótlólagos munkaerőt, ha így magasabb lesz a kibocsátása. Negyedrészt az is szembeűnő, hogy bár nem pozitív a kapcsolat a két változó alakulása között, több, legkevésbé fejlett országban gyakran alacsonyabb a lakosságszám is szintben mérve.

Végezetül azt sem szabad figyelmen kívül hagyni, hogy azok az országok, amelyekben kifejezetten magas a népesség növekedési üteme, illetve kifejezetten alacsony a GDP növekedése, jellemzően számos megközelítésben eltérnek a többi országtól, tehát számos egyéb változó a heterogenitás forrása.

$\varphi + \theta(1 - \alpha - \varphi) = 1$ és $\alpha + \eta(1 - \alpha - \varphi) = 1$ oly módon, hogy $1 < \eta$ és $\theta < 1$. Ekkor a mérethozadék növekvő és konstans mindkét tőkeállomány határterméke.

Legyen a népesség és az exogén technológia növekedési üteme nulla, az összes többi paraméterkorlátozás változatlan. Ekkor a modell egyszerűsödik:

$$Y_t = H_t^{\varphi + \theta(1 - \alpha - \varphi)} \cdot K_t^{\alpha + \eta(1 - \alpha - \varphi)} \cdot L^{1 - \alpha - \varphi} \cdot B^{1 - \alpha - \varphi} = H_t \cdot K_t \cdot L^{1 - \alpha - \varphi} \cdot B^{1 - \alpha - \varphi}$$

Legyen:

$$Y_t = A \cdot H_t \cdot K_t, \text{ ahol } A = L^{1 - \alpha - \varphi} \cdot B^{1 - \alpha - \varphi}$$

Ekkor a hatékonysági egységre jutó változók növekedési üteme:

$$\begin{aligned} \tilde{k}_{t+1} - \tilde{k}_t &= s_K \cdot \tilde{y}_t - \delta_K \cdot \tilde{k}_t = s_K \cdot A \cdot \tilde{h}_t \cdot \tilde{k}_t - \delta_K \cdot \tilde{k}_t = (s_K \cdot A \cdot \tilde{h}_t - \delta_K) \cdot \tilde{k}_t \\ \tilde{h}_{t+1} - \tilde{h}_t &= s_H \cdot \tilde{y}_t - \delta_H \cdot \tilde{h}_t = s_H \cdot A \cdot \tilde{h}_t \cdot \tilde{k}_t - \delta_H \cdot \tilde{h}_t = (s_H \cdot A \cdot \tilde{k}_t - \delta_H) \cdot \tilde{h}_t \end{aligned}$$

A normált növekedési ütemek pedig:

$$\begin{aligned} \frac{\tilde{k}_{t+1} - \tilde{k}_t}{\tilde{k}_t} &= (s_K \cdot A \cdot \tilde{h}_t - \delta_K) \\ \frac{\tilde{h}_{t+1} - \tilde{h}_t}{\tilde{h}_t} &= (s_H \cdot A \cdot \tilde{k}_t - \delta_H) \\ \frac{\tilde{y}_{t+1} - \tilde{y}_t}{\tilde{y}_t} &= \tilde{h}_t^\varphi \cdot \tilde{k}_t^\eta = (s_K \cdot A \cdot \tilde{h}_t - \delta_K)^\eta \cdot (s_H \cdot A \cdot \tilde{k}_t - \delta_H)^\varphi \end{aligned} \quad (9.5)$$

Mivel nincs népesség-növekedés és exogén technológiai haladás, ezért a hatékonysági egységre jutó, az egy főre jutó és a nem-normált változók növekedési üteme megegyezik. A növekedés ezúttal szigorúan endogén.

A várakozásokkal összhangban nem létezik egyensúly a modellben, így a kiinduló feltételekből eredő eltérések hosszú távon is fennállnak. A hosszú távú (stabil) gazdasági növekedés feltétele:

$$s_K \cdot A \cdot \tilde{h}_t \cdot \tilde{k}_t > \delta_K \cdot \tilde{k}_t, \text{ illetve } s_H \cdot A \cdot \tilde{k}_t \cdot \tilde{h}_t > \delta_H \cdot \tilde{h}_t$$

Ha a feltételek nem teljesülnek, akkor gazdasági visszaesésre (egyenlőség esetén stagnálásra) kerül sor. A megtakarítási, illetve beruházási ráták növelése tehát nem csak

rövid-, hanem hosszú távon is képesek növekedést generálni. Hasonló eredményre vezet, ha az amortizáció mértéke alacsonyabb. A tőkeállományok egymásra ható pozitív hatása megjelenik ezúttal is: egy adott típusú tőkeállomány növeli a másik típusú tőkeállomány volumenét hosszú távon, ami jelentősen befolyásolhatja a hosszú távú növekedést.

Levonhatjuk a következtetést, hogy a növekedés ugyan endogén, a paraméterrestrikció túl erősnek tűnik. Mindazonáltal elképzelhető az is, hogy a humán és a fizikai tőkeállomány differenciastacionárius, amire rövidtávon például a szegénységi csapda adhat magyarázatot.

Egy szimulációs példa

A Solow-modell és a szemi-endogén modell közti eltérések szemléltetésére négy szimulációt futtattam le az alábbi paraméterekkel és kiinduló értékekkel:

31. táblázat: Modellszimuláció – a változók kiinduló szintjei és a paraméterek

Változó/paraméter	Szimulált gazdaság			
	Fejlődő 1	Fejlődő 2	Fejlett 1	Fejlett 2
$B = L$	0,100	0,160	1,200	1,920
$\alpha = \varphi$	0,333	0,333	0,333	0,333
s_K	0,152	0,152	0,285	0,285
$K_1 = H_1$	0,100	0,160	1,200	1,920
δ_K	0,050	0,050	0,050	0,050
$\eta = \theta$	0,394	0,394	0,394	0,394
s_H	0,152	0,152	0,285	0,285
δ_H	0,050	0,050	0,050	0,050
$1 + n$	1,015	1,015	1,015	1,015
$1 + b$	1,010	1,010	1,010	1,010

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2010)

Empirikus megfigyelések alapján $\alpha \approx \varphi \approx 1/3$ illetve $\delta_K \approx 0,05$, illetve a technológiai haladás, a népesség és az amortizáció együttes növekedése megközelítőleg 0,075 (Sorensen et. al., 2005). Az exogén technológia esetében 1, a népességnél pedig 1,5%-os bővülést feltételeztem. Az endogén változók kiinduló értékeit a Penn World adatai alapján becsültem meg 1971 és 2007 között: a változók induló szintjét 0,1-nek vettem, ezt követően pedig az alapján állítottam be az értékeket, hogy átlagosan mennyivel magasabb a fejlődő (LDC) és a fejlett országokban (OECD) a jövedelem (az egyes országcsoportok között, illetve azokon belül). A megtakarítási rátát az országcsoportok átlaga alapján vettem figyelembe. A szimuláció eredményeit az alábbi táblázat szemlélteti:

32. táblázat: Modellszimuláció – a becült eredmények

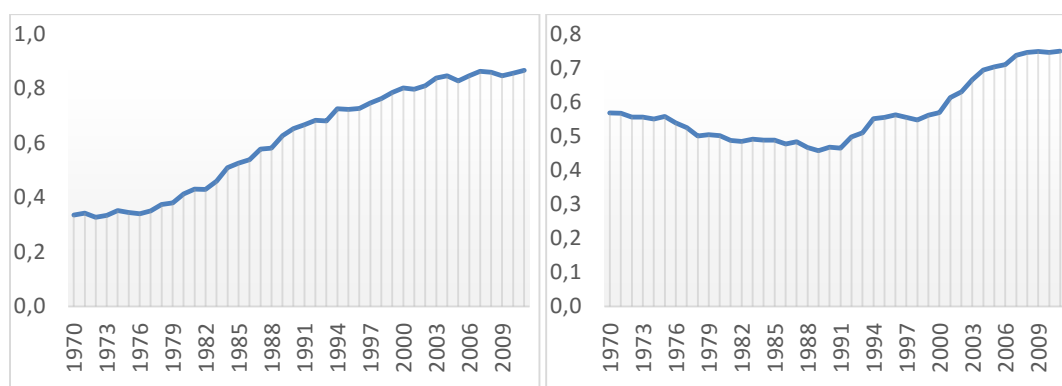
Ország	Modell	Az egyensúlyi szint elérése/utolérés	Egyensúlyi jövedelem (hatékonysági egység)
Fejlődő 1	Solow	kb. 90	1,42
	Szemi-endogén	>900	0,76
Fejlődő 2	Solow	kb. 90	1,42
	Szemi-endogén	>800	0,76
Fejlett 1	Solow	kb. 100	1,95
	Szemi-endogén	>800	2,67
Fejlett 2	Solow	kb. 100	1,95
	Szemi-endogén	>800	2,67

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

A Solow-modell viszonylag gyors felzárkózásról tanúskodik: mintegy 100 év körüli utolérést vetít előre. A szemi-endogén modell esetében viszont rendkívül lassú felzárkózás figyelhető meg, több száz év szükséges az utoléréshez. Az egyensúlyi jövedelem a fejletteknél jelentősen meghaladja a Solow-modellben megfigyeltet, ami a tőkeállományok multiplikátor hatásával magyarázható.

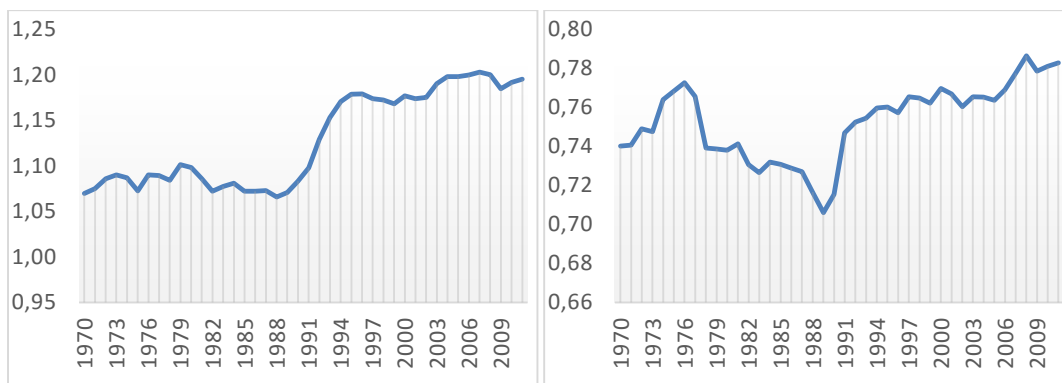
A szemi-endogén modellel szemben az endogén modellben nincsen egyensúlyi állapot, a kiinduló értékek megválasztása azonban kritikusnak tekinthető. A fejlődő gazdaságoknál fokozatos gazdasági hanyatlást, míg a fejletteknél nagyon magas gazdasági növekedést kapnánk; az empirikus tapasztalatok alapján azonban mindkettő rövid-, illetve középtávon állhat csak fenn.

9.6 Szigma-konvergencia felbontása



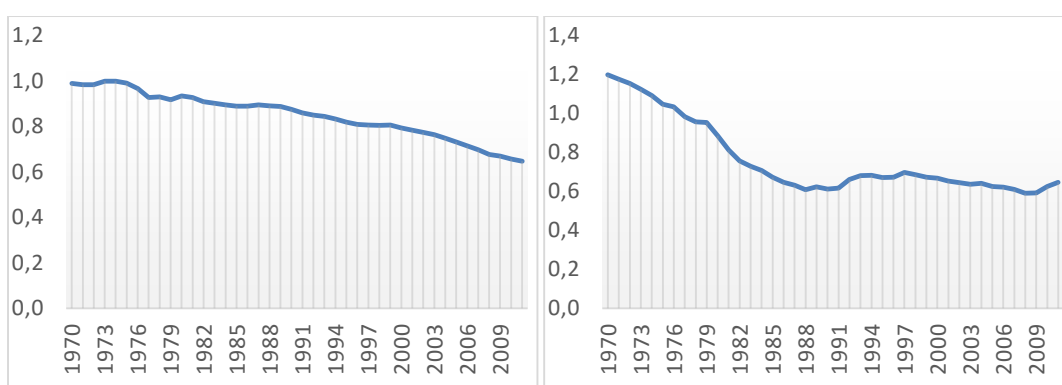
32. ábra: Szigma – LDC (bázisidőszak és tárgyidőszak – jobb ábra)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)



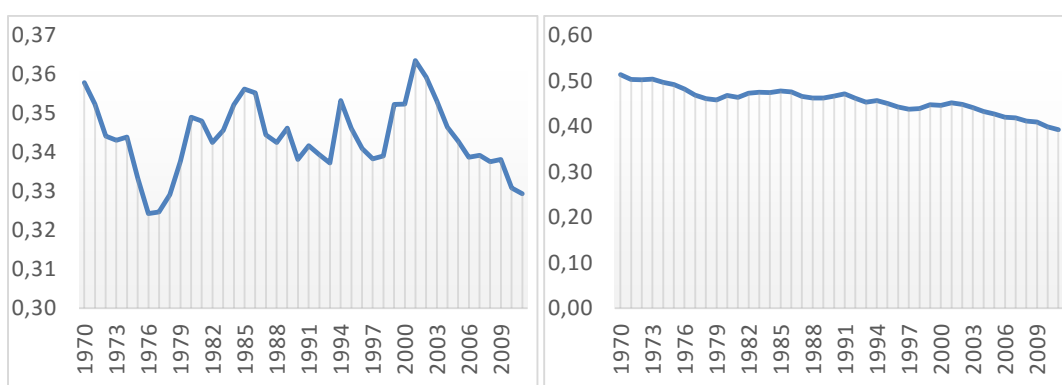
33. ábra: Sigma – ODA-val (bázisidőszak és tárgyidőszak – jobb ábra)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)



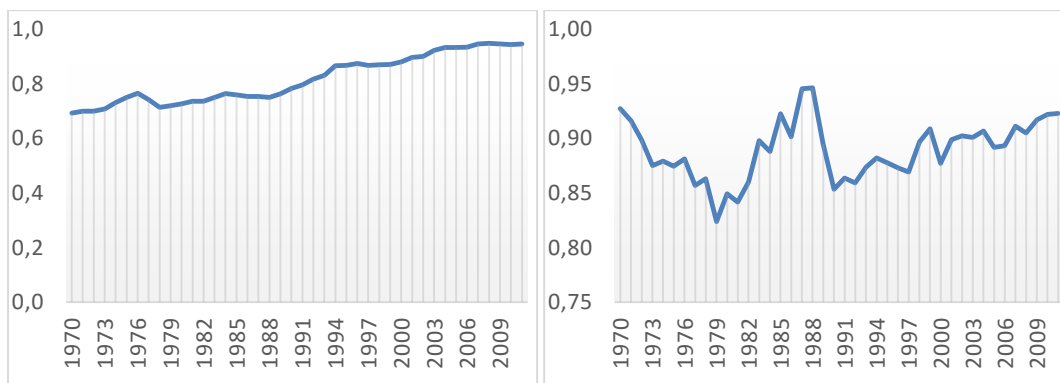
34. ábra: Sigma – ODA nélkül (bázisidőszak és tárgyidőszak – jobb ábra)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)



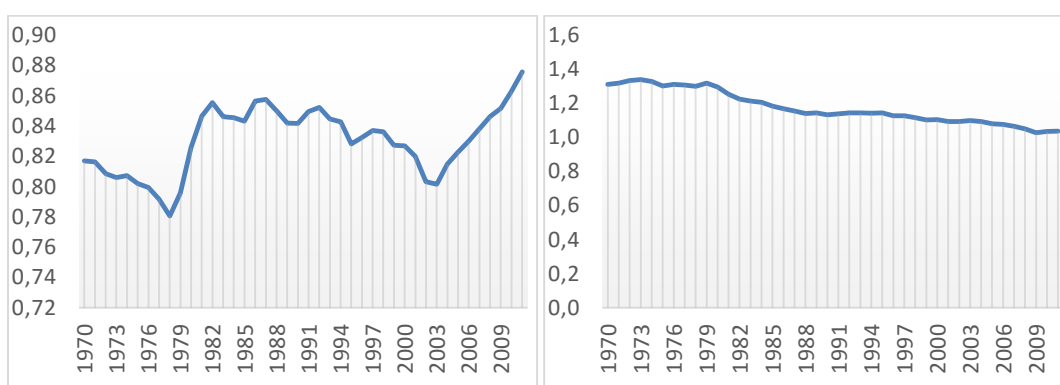
35. ábra: Sigma – OECD (bázisidőszak és tárgyidőszak – jobb ábra)

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)



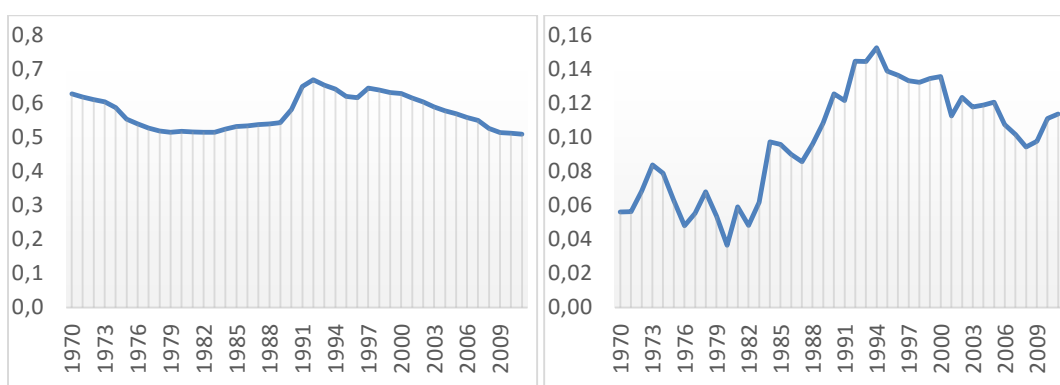
36. ábra: Sigma – Afrika és csendes-óceáni térség – jobb ábra

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)



37. ábra: Sigma – Közép-, Latin-Amerika és Ázsia – jobb ábra

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)



38. ábra: Sigma – Európa és Észak-Amerika – jobb ábra

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

9.7 Háttérszámítások- és anyagok a béta-konvergenciához

9.7.1 A GMM-becslőfüggvény rövid bemutatása

A GMM-becslőfüggvény túlidentifikált esetben is számos előnyös tulajdonsággal rendelkezik: a becslés robusztus, konzisztens és aszimptotikusan normális eloszlást követ, ugyanakkor gyakran nem hatásos (Greene, 2003:546). Az eljárás alapötlete, hogy sokasági momentumfeltételek írunk fel a következő formában (Greene, 2003:552):

$$E(L_i' \varepsilon_i) = 0, \text{ ahol } L \text{ instrumentumok, } \varepsilon \text{ a hibatag (fehér zaj folyamat).}$$

A modell becsléséhez tehát restriktciókat használunk fel, amelyek tipikusan a várható értékekre vonatkozó, ortogonalitási momentumfeltételek. Azt feltételezzük, hogy rendelkezésre áll olyan instrumentum (L), ami nem korrelál a hibataggal, azaz exogén. Vagyis az instrumentum felhasználásával a becslés torzítását eliminálhatjuk.

A becsléshez a sokasági változókat azok mintabeli megfelelőivel helyettesítjük a következő formában (Greene, 2003:552):

$$p \lim \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^N L_i' \varepsilon_i \right] = p \lim \bar{m}(\theta) = 0$$

A GMM-eljárás a momentumok módszerén⁶⁸ nyugszik, ugyanakkor tipikusan túlidentifikált egyenletekkel dolgozunk, azaz: $I > M$, ahol I az instrumentumok, M a magyarázó változók száma. Ha $I = M$, akkor a módszer analóg a kétfokozatú legkisebb négyzetek módszerével. Ha $I < M$, akkor a rendszer alulidentifikált és nem megoldható, hiszen az ismeretlenek száma meghaladja az egyenletek számát.

A regressziós keresztrendszerben a GMM-eljáráson alapuló becslőfüggvényt a következőképpen írhatjuk fel (Greene, 2003:206):

$$\hat{\theta} = \left[(K' L) \hat{V}^{-1} (L' K) \right]^{-1} (K' L) \hat{V}^{-1} (L' \log(y)), \text{ ahol:}$$

K a magyarázó változók mátrixsa, θ a paraméterek vektora.

A becsült paraméterek aszimptotikus varianciája pedig (Greene, 2003:206):

$$\text{Var}(\hat{\theta}) = \left[(K' L) \hat{V} (L' K) \right]^{-1}$$

⁶⁸ Az eljárás azon az elven alapul, hogy a sokasági momentumokat – korlátozó feltételek beiktatásával – azok mintabeli megfelelőikkel helyettesítjük, majd felhasználjuk, hogy a mintabeli statisztikák egy konstans értékhez konvergálnak

Tehát annak érdekében, hogy kezeljük az endogenitást, súlyokkal konstruálunk egy becslőfüggvényt. A rendszernek nincsen egzakt megoldása túlidentifikált esetben. A $\hat{V}$ súlymátrix mellett ugyanakkor biztosíthatjuk, hogy a korlátozó feltétel minél „jobban teljesüljön”, azaz az egyenlet megoldása, az ortogonalitási feltétel zérushoz minél közelebb legyen. Az a tény, hogy mennyire volt pontos az iteráció az instrumentumok teszteléseként is felfogható (lásd: 5.3.3-as alfejezet).

A súlymátrix többféleképpen specifikálható, viszont elvárás, hogy valószínűségben konvergáljon a becslőfüggvény hosszú távú, aszimptotikus varianciájának inverzéhez (Hansen, 1992). Greene (2003:547) például az $(L'L/n)^{-1}$ súlymátrixszal számol egy nem-lineáris, instrumentális változókon alapuló becslés során.

Mivel az idősorok perzisztensek, ezért *a késleltetések tipikusan használhatók instrumentumként*. Azaz abból indulunk ki, hogy az egyes magyarázó változók ugyan korrelálnak a hibataggal, azok késleltetettje már nem. A késleltetésekkel jellemzően a szimultaneitást szeretnénk kezelni: ha két változó egymással egyidejűleg korrelál, akkor a késleltetések bevonásával próbáljuk meg torzítatlanul megbecsülni a kauzalitás azon irányát, amire kíváncsiak vagyunk. Elképzelhető viszont, hogy bizonyos változók esetében magasabb késleltetésszám indokolt, illetve a differenciált változókat azok szintbeli megfelelőivel lehet célszerű instrumentálni. Arellano és Bond (1991) a GMM-eljáráson alapuló, dinamikus panelmodellek becsléséhez kidolgozott egy eljárást és több specifikus tesztet, amelyek egyben az instrumentumok választásához is támpontul szolgálnak.

9.7.2 Béta-konvergencia – egységgyök-tesztek

33. táblázat: Egységgyökteszt – GDP/fő változása

Panel unit root test: Summary

Series: GDP/GDP(-1)

Date: 06/23/16 Time: 10:42

Sample: 1970 2009

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

User-specified lags: 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-25.2045	0.0000	143	1573
Breitung t-stat	-4.45106	0.0000	143	1430
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				

Im, Pesaran and Shin W-stat	-10.1048	0.0000	143	1573
ADF - Fisher Chi-square	589.151	0.0000	143	1573
PP - Fisher Chi-square	862.392	0.0000	143	1716

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

34. táblázat: Egységgyökteszt – tőkeállomány változása

Panel unit root test: Summary

Series: K/K(-1)

Date: 09/01/15 Time: 18:28

Sample: 1970 2009

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-17.3489	0.0000	143	1652
Breitung t-stat	1.84344	0.9674	143	1509
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-4.48533	0.0000	143	1652
ADF - Fisher Chi-square	431.629	0.0000	143	1652
PP - Fisher Chi-square	398.733	0.0000	143	1716

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

35. táblázat: Egységgyökteszt – népesség változása

Panel unit root test: Summary

Series: POP/POP(-1)

Date: 09/01/15 Time: 18:29

Sample: 1970 2009

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends

Automatic selection of maximum lags

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 1

Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-26.8083	0.0000	143	1587
Breitung t-stat	0.70664	0.7601	143	1444
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-14.5309	0.0000	143	1587
ADF - Fisher Chi-square	736.743	0.0000	143	1587
PP - Fisher Chi-square	324.161	0.0597	143	1716

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2015)

9.7.3 Béta-konvergencia – regressziós outputok

36. táblázat: Regressziós eredmények – 1. modell

Dependent Variable: LOG(GDP/POP)-LOG(GDP(-1)/POP(-1))

Method: Panel Least Squares

Date: 06/23/16 Time: 10:43

Sample (adjusted): 1973 2009

Periods included: 13

Cross-sections included: 143

Total panel (balanced) observations: 1859

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	0.001665	0.002362	0.704711	0.4811
C	0.038441	0.020326	1.891246	0.0587
R-squared	0.000267	Mean dependent var		0.052606
Adjusted R-squared	-0.000271	S.D. dependent var		0.130155
S.E. of regression	0.130173	Akaike info criterion		-1.238832
Sum squared resid	31.46679	Schwarz criterion		-1.232885
Log likelihood	1153.495	Hannan-Quinn criter.		-1.236641
F-statistic	0.496618	Durbin-Watson stat		1.665865
Prob(F-statistic)	0.481078			

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

37. táblázat: Regressziós eredmények – 2. modell

Dependent Variable: LOG(GDP/POP)-LOG(GDP(-1)/POP(-1))

Method: Panel Least Squares

Date: 06/23/16 Time: 10:46

Sample (adjusted): 1973 2009

Periods included: 13

Cross-sections included: 143

Total panel (balanced) observations: 1859

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	-0.130454	0.010250	-12.72728	0.0000
C	1.162710	0.087263	13.32422	0.0000
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.289273	Mean dependent var		0.052606
Adjusted R-squared	0.224585	S.D. dependent var		0.130155
S.E. of regression	0.114612	Akaike info criterion		-1.414351
Sum squared resid	22.37030	Schwarz criterion		-0.950480
Log likelihood	1470.639	Hannan-Quinn criter.		-1.243397
F-statistic	4.471848	Durbin-Watson stat		1.945433
Prob(F-statistic)	0.000000			

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

38. táblázat: Regressziós eredmények – 3. modell

Dependent Variable: LOG(GDP/POP)-LOG(GDP(-1)/POP(-1))

Method: Panel Generalized Method of Moments

Date: 06/23/16 Time: 10:48

Sample (adjusted): 1979 2009

Periods included: 11

Cross-sections included: 143

Total panel (balanced) observations: 1573

2SLS instrument weighting matrix

Instrument specification: C LOG(GDP(-2)/POP(-2)) DLOG(GDP(-2)/POP(-2))

POP(-1)/POP(-2) K(-1)/K(-2)

Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	-0.063492	0.159075	-0.399130	0.6899
POP/POP(-1)	-0.602715	0.461114	-1.307084	0.1914
K/K(-1)	1.539350	1.898029	0.811025	0.4175
K(-1)/K(-2)	-0.777214	1.233691	-0.629991	0.5288
C	0.367140	1.691987	0.216987	0.8282

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Period fixed (dummy variables)

R-squared	-0.001744	Mean dependent var	0.049512
Adjusted R-squared	-0.112106	S.D. dependent var	0.131436
S.E. of regression	0.138607	Sum squared resid	27.20423
Durbin-Watson stat	1.984561	J-statistic	2.48E-15
Instrument rank	157		

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

39. táblázat: Regressziós eredmények – 4. modell

Dependent Variable: LOG(GDP/POP)-LOG(GDP(-1)/POP(-1))

Method: Panel Generalized Method of Moments

Date: 06/23/16 Time: 10:51

Sample (adjusted): 1982 2009

Periods included: 10

Cross-sections included: 143

Total panel (balanced) observations: 1430

2SLS instrument weighting matrix

Instrument specification: LOG(GDP(-2)/POP(-2)) DLOG(GDP(-2)/POP(-2))

DUM_CTR1 DUM_CTR2 DUM_CTR3 DUM_CON1 DUM_CON2

DUM_CON3 DUM_CON4 DUM_CON5 C DUM_CON1*LOG(GDP(-3)

/POP(-3)) DUM_CON2*LOG(GDP(-3)/POP(-3)) DUM_CON3*LOG(GDP(-

-4)/POP(-4)) DUM_CON4*LOG(GDP(-4)/POP(-4)) DUM_CON5

*LOG(GDP(-4)/POP(-4)) POP(-1)/POP(-2) K(-1)/K(-2) C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	-0.018441	0.012068	-1.528052	0.1267
POP/POP(-1)	-0.731521	0.091160	-8.024622	0.0000
K/K(-1)	0.390377	0.030102	12.96836	0.0000
DUM_CTR1_CY	0.034647	0.035815	0.967366	0.3335
DUM_CTR2_CY	0.013535	0.019332	0.700109	0.4840
DUM_CTR3_CY	-0.011871	0.022115	-0.536773	0.5915
DUM_CON1	-0.161399	0.118542	-1.361532	0.1736
DUM_CON2	0.030920	0.132474	0.233403	0.8155

DUM_CON3	-0.091578	0.118000	-0.776087	0.4378
DUM_CON4	-0.070819	0.114619	-0.617864	0.5368
DUM_CON5	-0.122864	0.128951	-0.952794	0.3409
DUM_CON1*LOG(GDP(-2)/POP(-2))	0.016579	0.012760	1.299279	0.1941
DUM_CON2*LOG(GDP(-2)/POP(-2))	-0.000867	0.014982	-0.057895	0.9538
DUM_CON3*LOG(GDP(-2)/POP(-2))	0.009723	0.013229	0.734961	0.4625
DUM_CON4*LOG(GDP(-2)/POP(-2))	0.007654	0.012861	0.595142	0.5518
DUM_CON5*LOG(GDP(-2)/POP(-2))	0.015513	0.014903	1.040945	0.2981
C	0.532051	0.153050	3.476313	0.0005

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.286058	Mean dependent var	0.048170
Adjusted R-squared	0.273345	S.D. dependent var	0.123815
S.E. of regression	0.105545	Sum squared resid	15.64020
Durbin-Watson stat	1.479322	J-statistic	0.001712
Instrument rank	27	Prob(J-statistic)	0.966995

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

40. táblázat: Regressziós eredmények – 5. modell

Method: Panel Generalized Method of Moments

Date: 06/23/16 Time: 13:33

Sample (adjusted): 1979 2009

Periods included: 11

Cross-sections included: 143

Total panel (balanced) observations: 1573

2SLS instrument weighting matrix

Instrument specification: LOG(GDP(-2)/POP(-2)) DLOG(GDP(-2)/POP(-2))

POP(-1)/POP(-2) K(-1)/K(-2) D(SPATIALW_LOG_GDP_POP)

D(SPATIALW_LOG_K_K_1) D(SPATIALW_LOG_POP_POP_1)

(SPATIALW_LOG_GDP_POP(-1)) (SPATIALW_LOG_K_K_1(-1))

(SPATIALW_LOG_POP_POP_1(-1)) C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	-0.007270	0.002396	-3.033768	0.0025
POP/POP(-1)	-0.728920	0.083309	-8.749545	0.0000
K/K(-1)	0.368194	0.029077	12.66285	0.0000
C	0.464498	0.095278	4.875175	0.0000

Effects Specification

Period fixed (dummy variables)

R-squared	0.251871	Mean dependent var	0.049512
Adjusted R-squared	0.245633	S.D. dependent var	0.131436
S.E. of regression	0.114158	Sum squared resid	20.31682
Durbin-Watson stat	1.924738	J-statistic	2.707151
Instrument rank	21	Prob(J-statistic)	0.910708

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

41. táblázat: Regressziós eredmények – 6. modell

Dependent Variable: LOG(GDP/POP)-LOG(GDP(-1)/POP(-1))

Method: Panel Generalized Method of Moments

Date: 06/23/16 Time: 11:35

Sample (adjusted): 1973 2009

Periods included: 13

Cross-sections included: 143

Total panel (balanced) observations: 1859

2SLS instrument weighting matrix

Instrument specification: C LOG(K) (POP) POP(-1) DLOG(POP)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	-0.023517	0.015134	-1.553937	0.1204
C	0.252723	0.128810	1.961983	0.0499
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
Period fixed (dummy variables)				
R-squared	0.243847	Mean dependent var		0.052606
Adjusted R-squared	0.175025	S.D. dependent var		0.130155
S.E. of regression	0.118218	Sum squared resid		23.80008
Durbin-Watson stat	2.034474	J-statistic		7.574215
Instrument rank	159	Prob(J-statistic)		0.055682

*Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)***42. táblázat: Regressziós eredmények – 7. modell**

Dependent Variable: LOG(GDP/POP)-LOG(GDP(-1)/POP(-1))

Method: Panel Generalized Method of Moments

Date: 06/23/16 Time: 11:02

Sample (adjusted): 1979 2009

Periods included: 11

Cross-sections included: 143

Total panel (balanced) observations: 1573

2SLS instrument weighting matrix

Instrument specification: LOG(GDP(-2)/POP(-2)) DLOG(GDP(-2)/POP(-2))

POP(-1)/POP(-2) K(-1)/K(-2) D(SPATIALW_LOG_GDP_POP)

D(SPATIALW_LOG_K_K_1) D(SPATIALW_LOG_POP_POP_1)

(SPATIALW_LOG_GDP_POP(-1)) (SPATIALW_LOG_K_K_1(-1))

(SPATIALW_LOG_POP_POP_1(-1)) C

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(GDP(-1)/POP(-1))	-0.007274	0.002402	-3.028504	0.0025
POP/POP(-1)	-0.738356	0.084017	-8.788224	0.0000
K/K(-1)	0.371496	0.029597	12.55202	0.0000
C	0.470936	0.095777	4.917005	0.0000
SPATIALW_LOG_GDP_POP	-0.522661	1.453197	-0.359663	0.7191
SPATIALW_LOG_K_K_1	-4.725802	9.765063	-0.483950	0.6285
SPATIALW_LOG_POP_POP_1	10.39044	13.13334	0.791150	0.4290
Effects Specification				
Period fixed (dummy variables)				

R-squared	0.252571	Mean dependent var	0.049512
Adjusted R-squared	0.244886	S.D. dependent var	0.131436
S.E. of regression	0.114214	Sum squared resid	20.29782
Durbin-Watson stat	1.924804	J-statistic	1.665111
Instrument rank	21	Prob(J-statistic)	0.797045

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

9.7.4 A Bayes-i keretrendszer néhány ismertetőjegye

A Bayes-i megközelítésben a mainstream becslést (a likelihood függvényből nyert következtetéseket) szeretnénk kiegészíteni priori információval, ami tipikusan valamilyen feltételezésen, külső szakértői véleményen, vagy egy másik mintából származik. A modellezés során a priori információ és a likelihood függvény „ötvözéséből” nyert poszterior eloszlásra vagyunk kíváncsiak. *A poszterior eloszlás tulajdonképpen azt mutatja meg, hogy a priori elképzelésünk hogyan változott az adatok modellezését követően.* Lényegében arra keressük tehát a választ, hogy a szakértői feltételezések mennyire módosítják a mainstream ökonometriai becslést.

A feltérképezendő folyamatot, az úgynevezett Bayes-i frissítést a következőképpen fejtegetjük ki a közismert Bayes-tétel alapján (Hunyadi, 2005:433):

$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta)$, ahol:

- $p(\theta|y)$: a poszterior eloszlás, azaz az ismeretlen paraméter (θ) feltételes sűrűségfüggvénye adott minta (y) mellett;
- $p(y|\theta)$: likelihood függvény, azaz feltételes sűrűségfüggvény, amely megmutatja, hogy az ismeretlen, rögzített paraméter függvényében a minta eloszlása miként jött létre;
- $p(\theta)$: prior eloszlás, azaz szubjektív valószínűségeloszlás, ami előzetes információinkat ragadja meg, emiatt független y -től;
- $\propto$ az arányosságot jelöli, azaz a két oldal csak egy konstans szorzóban tér el egymástól.

Az összefüggés alapján a *poszterior eloszlás arányos a likelihood és a priori eloszlás szorzatával*. A poszterior eredmények alapvetően a mintabeli becslés és a szakértői információk egyfajta súlyozása alapján állnak elő. Az eljárás egyik fontos jellemzője, hogy a becsülni kívánt paraméternek már eloszlása van és valószínűségi változóként kezeljük.

9.7.5 Bayes-i modell – Matlab programkód⁶⁹

Alapmodell

```
% Fixed prior constant and variance
close all; clear all;

%% PART I.: INPUT AND DATA ISSUES
% Data load
choice=1; % If choice=1 actual data are used (TxN matrix of GDP/capita
values), if not, random numbers (between 0 and 1) are used
if choice==1
load Input_var
else
load Input_var_sim
end
% Variable estimated
names=['GDP']; % GDP level in logs from 1970 to 2011, 3 year averages
(PWT v8.1)
% Defining parameters and variables in the VAR model
n = 1; % number of endogenous variables
c = 1; % number of deterministic variables
nlags = 1; % number of lags
Nc = 143; % number of countries
sscale=0.02; % scale parameter in the prior variance
t = 1:Nc; % time trend
% Detrending the data if needed
[T,N]=size(data); % T=number of observations, N=n*Nc number of
variables
detdata = zeros(T,N);
trend = zeros(T,N);
%for i=1:N
%detdata(:,i) =100*detrend(log(data(:,i))); % Not needed here, as 1st
%differences are used
%end
detdata=data;

%% PART II.: CREATING EMPPTY + PRIOR MATRIXES FOR THE ESTIMATION
% Prior
Beta_av= zeros((nlags*n+c)*n,1); % prior mean
Sigma_beta =zeros((nlags*n+c)*n,(nlags*n+c)*n); % prior variance
Sigma_beta= sscale*eye((nlags*n+c)*n,(nlags*n+c)*n);
% Likelihood/OLS
Bols=zeros(nlags*n+c,n); % beta ols
Varx=zeros((nlags*n+c)*n,(nlags*n+c)*n); % variance of beta_ols
% Posterior
Beta_p=zeros((nlags*n+c)*n,1); % posterior beta
varbet_p=zeros((nlags*n+c)*n,(nlags*n+c)*n); % variance of posterior
beta
Beta = zeros(nlags*n+c,n, Nc);
Varx = zeros((nlags*n+c)*n,(nlags*n+c)*n, Nc);
Sigma = zeros(n,n,Nc);
Beta_BRC=zeros((nlags*n+c)*n,Nc); % initialize the Bayesian Random
coefficient estimator
varx_BRC=zeros((nlags*n+c)*n,(nlags*n+c)*n,Nc); % initialize the
variance of the RC estimator
% Steady state
```

⁶⁹ A programok alapját és vázát Canova (2012) jegyzetéhez közreadott Matlab-kódok képezik.

```

Beta_ss = zeros(c+n,Nc);
Beta_ss_full = zeros(1,Nc);
% Convergence rate
Beta_conv = zeros(c+n,Nc);
Beta_conv_full = zeros(1,Nc);

%% PART III.: ESTIMATION PROCEDURE
% Introduction
country=0;
for g=1:n:n*(Nc) % there are 1 variable for each observation
    country=country+1;
    ddata=detdata(2:end,g:g+n-1);
    disp('Country')
    disp(country)
    [Y,X] = VAR_str(ddata,c,nlags);
% Estimation of the likelihood/OLS
Bols=inv(X'*X)*X'*Y;
Sols=cov(Y-X*Bols); % cov matrix of reduced form shocks = covariance
matrix of the residuals
varbet = kron(Sols(:,:),inv(X'*X)); % variance of beta, squares of
standard errors
    Beta(:,:,country) = Bols;
    Varx(:,:,country) = varbet;
    Sigma(:,:,country)=Sols;
% Estimation of the posterior
varbet_p=inv(inv(Sigma_beta)+kron(inv(Sols),X'*X)); % variance of
beta, Source: Canova BVAR, page 14
Beta_p=varbet_p*(inv(Sigma_beta)*Beta_av+kron(inv(Sols),X) '*reshape(Y,
n*length(Y),1)); % mean of beta, Source: Canova BVAR, page 14
    Beta_BRC(:,country) = Beta_p;
    Varx_BRC(:,:,country) = varbet_p;

end

%% PART IV.: OUTPUT AND INFERENCE
% Estimating the convergence rate called Beta
for i=1:Nc
% Steady state
    Beta_ss = Beta_BRC(1,i)/(1-Beta_BRC(2,i));
    Beta_ss_full(:,i)=Beta_ss;
% Beta convergence
    Beta_conv = (Beta_BRC(2,i)-1);
    Beta_conv_full(:,i)=Beta_conv;
    Beta_conv_mean=mean(Beta_conv_full); %mean of beta

end
Beta_conv_trend=inv(t*t')*(t*Beta_conv_full') %trend coefficient for
beta
Beta_conv_mean
% Scatter plot of the the steady state
scatter(t,Beta_ss_full);
%Scatter plot of the Beta convergence rate
s = linspace(25,25,length(t));
scatter(t,Beta_conv_full,s,'fill')
title('Beta-konvergencia a világgazdaságban (rögzített prior)')

%% PART V.: PAPER/BOOK REFERENCES
% Canova, F. (2012): Time series methods, Lecture notes, BVAR. EUI
and CEPR

```

```

%% Canova, F., and A. Marcet (1995): "The Poor Stay Poor: Non-
Convergence Across Countries and Regions, Centre for Economic Policy
Research Discussion Paper 1265.
%% Canova, F. (2013): Topics in Macroeconometrics, Lecture note, BVAR
(http://www.eui.eu/Personal/Canova/Courses.html)

```

```

%% PART VI.: PROGRAM/DATA REFERENCES
%% Matlab code (benchmark for this program): Fabio Canova, version
1.2, 14-10-2012
%% Penn World Table v8.1. (2015):
http://www.rug.nl/research/ggdc/data/pwt/pwt-8.1

```

Kiterjesztett modell

```

% Prior constant and variance is estimated
close all; clear all;
%% PART I.: INPUT AND DATA ISSUES
% Data load
choice=1; % If choice=1 actual data are used, if not, random numbers
(between 0 and 1) are used
if choice==0
load Input_var
else
load Input_var_sim
end
% Variable estimated
names=['GDP']; % GDP level in logs from 1970 to 2011, 3 year averages
(PWT v8.1)
% Defining parameters and variables in the VAR model
n = 1; % number of endogenous variables
c = 1; % number of deterministic variables
nlags = 1; % number of lags
Nc = 143; % number of countries
sscale=0.02; % scale parameter in the prior variance: G-prior
t = 1:Nc; % time trend
% Detrending the data if needed
[T,N]=size(data); % T=number of observations, N=n*Nc number of
variables
detdata = zeros(T,N);
trend = zeros(T,N);
% for i=1:N
% logtrend(:,i) = log(data(:,i))-detrend(log(data(:,i)));
% detdata(:,i) = 100*(log(data(:,i))-logtrend(:,i));
% detdata(:,i) =100*detrend(log(data(:,i))); % Not needed here,
as 1st
%differences are used
% end
detdata=data;
% taking growth rates of the dta
%detdata(2:T,i)= log(data(2:T,i))- log(data(1:T-1,i));
%plot(detdata)

%% PART II.: CREATING EMPPTY + PRIOR MATRIXES FOR THE ESTIMATION
% Prior
Beta_av= zeros((nlags*n+c)*n,1); % prior mean
Sigma_beta =zeros((nlags*n+c)*n,(nlags*n+c)*n); % prior variance
% Likelihood/OLS
Bols=zeros(nlags*n+c,n);% beta ols
Varx=zeros((nlags*n+c)*n,(nlags*n+c)*n); % variance of beta_ols
% Posterior
Beta_p=zeros((nlags*n+c)*n,1); % posterior beta

```



```

varbet_p=zeros((nlags+n+c)*n,(nlags*n+c)*n); % variance of posterior
beta
Beta = zeros(nlags*n+c,n, Nc);
Varx = zeros((nlags*n+c)*n,(nlags*n+c)*n, Nc);
Sigma = zeros(n,n,Nc);
Beta_BRC=zeros((nlags*n+c)*n,Nc); % initialize the Bayesian Random
coefficient estimator
varx_BRC=zeros((nlags+n+c)*n,(nlags*n+c)*n,Nc); % initialize the
variance of the RC estimator
% Steady state
Beta_ss = zeros(c+n,Nc);
Beta_ss_full = zeros(1,Nc);
% Convergence rate
Beta_conv = zeros(c+n,Nc);
Beta_conv_full = zeros(1,Nc);

%% PART III.: ESTIMATION PROCEDURE
% Using sample information for the estimation
country=0;
ddata0=detdata(2:end,30:30); % China is the 30th country
%ddata0=detdata(2:end,45:45); % Ethiopia is the 45th country
[Y0,X0] = VAR_str(ddata0,c,nlags);
% Estimation of the likelihood/OLS
Bols0=inv(X0'*X0)*X0'*Y0;
Sols0=cov(Y0-X0*Bols0); % cov matrix of reduced form shocks =
covariance matrix of the residuals
varbet0 = kron(Sols0(:,,:),inv(X0'*X0)); % variance of beta, squares
of standard errors
beta_av= reshape(Bols0, n*(nlags*n+c),1); % prior mean for the other
countries
Sigma_beta = sscale*varbet0; % prior variance for the other
countries
for g=1:n:n*(Nc-1) % there are 1 variable for each observation, but
there is one country less
    country=country+1;
    ddata=detdata(2:end,g:g+(n-1));
    disp('Country')
    disp(country)
    [Y,X] = VAR_str(ddata,c,nlags);
    % Estimation of the likelihood/OLS
    Bols=inv(X'*X)*X'*Y;
    Sols=cov(Y-X*Bols); % cov matrix of reduced form shocks = covariance
matrix of the residuals
    varbet = kron(Sols(:,,:),inv(X'*X)); % variance of beta, squares of
standard errors
    Beta(:, :,country) = Bols;
    Varx(:, :,country) = varbet;
    Sigma(:, :,country)=Sols;
    % Estimation of the posterior
    varbet_p=inv(inv(Sigma_beta)+kron(inv(Sols),X'*X)); % variance of
beta
    Beta_p=varbet_p*(inv(Sigma_beta)*Beta_av+kron(inv(Sols),X) '*reshape(Y,
n*length(Y),1)); % mean of beta
    Beta_BRC(:, :,country) = Beta_p;
    Varx_BRC(:, :,country) = varbet_p;
end

%% PART IV.: OUTPUT AND INFERENCE
% Estimating the convergence rate called Beta
for i=1:Nc

```

```

% Steady state
Beta_ss = Beta_BRC(1,i)/(1-Beta_BRC(2,i));
Beta_ss_full(:,i)=Beta_ss;
% Beta convergence
Beta_conv = (Beta_BRC(2,i)-1);
Beta_conv_full(:,i)=Beta_conv;
Beta_conv_mean=mean(Beta_conv_full); %mean of beta
end
Beta_conv_trend=inv(t*t')*(t*Beta_conv_full')
Beta_conv_mean
% Scatter plot of the the steady state
scatter(t,Beta_ss_full);
%Scatter plot of the Beta convergence rate
s = linspace(25,25,length(t));
scatter(t,Beta_conv_full,s,'fill')
title('Beta-konvergencia a világgazdaságban (nem rögzített prior)')

%% PART V.: PAPER/BOOK REFERENCES
%% Canova, F. (2012): Time series methods, Lecture notes, BVAR. EUI
and CEPR
%% Canova, F., and A. Marcet (1995): "The Poor Stay Poor: Non-
Convergence Across Countries and Regions, Centre for Economic Policy
Research Discussion Paper 1265.
%% Canova, F. (2013): Topics in Macroeconometrics, Lecture note, BVAR
(http://www.eui.eu/Personal/Canova/Courses.html)

%% PART VI.: PROGRAM/DATA REFERENCES
%% Matlab code (benchmark for this program): Fabio Canova, version
1.2, 14-10-2012
%% Penn World Table v8.1. (2015):
http://www.rug.nl/research/ggdc/data/pwt/pwt-8.1

```

Kiegészítő program

```

% var_str , Matlab code source: L.Gambetti and F. Canova, version 2.1,
6-10-2005

%Creates matrices for VAR(k)
function [yy,xx,x] = VAR_str(y,c,k)
s=size(y);
T=s(1); N=s(2);
for i=1:N,
yy(:,i)=y(k+1:T,i);
for j=1:k,
xx(:,k*(i-1)+j)=y(k+1-j:T-j,i);
end; end;
if c==0,xx=xx;
elseif c==1,xx=[ones(T-k,1) xx];
elseif c==2,xx=[ones(T-k,1) (1:T-k)' xx];
end
z(:,1)=xx(:,1);
for ij = 1:k
zz(:,(ij-1)*N+1:N*ij) = xx(:,ij+c:k:size(xx,2));
end
if c==1,x = [z zz];
elseif c==0 x=zz;
end

```

9.8 További leírások és részsámítások az omega mutatóhoz

9.8.1 A klaszteranalízis néhány további jellemzője

A klaszteranalízis alkalmazásakor és futtatásakor számos szempontot szem előtt kell tartanunk. Egyrészt az *inputadatok típusa mérlegelendő*. Az eloszlás ismerete például kiindulópontot jelenthet, mely a sűrűségfüggvényeken alapuló eljárásokhoz támpontot nyújt. Az adatok mérete is releváns információt hordoz: kisebb adathalmaz esetén általában hierarchikus, míg nagyobbak esetében nem-hierarchikus módszereket alkalmaznak jellemzően. Ha a változók mértékegysége eltérő, akkor célszerű standardizálni⁷⁰ az adatokat, hiszen a műveletek nem feltétlenül skálainvariánsak.

Másrészt a *klaszterek számának optimálisnak kell lennie*, azaz nem szabad túl sok, vagy túl kevés klasztert képeznünk. A validálás különösen azért elkerülhetetlen, mert számos módszer áll rendelkezésre a klaszterek képzésére. Elképzelhető például, hogy a klaszterek elméleti szinten nem léteznek, egyszerűen csak „rákényszerítjük” az adatokra a kívánt klasztereket. További problémát okoz, hogy gyakran nem létezik célfüggvény, így a klaszterek megbízhatóságát sem lehet feltétlenül, objektíven tesztelni. Számos elméleti szempontnak (például stabilitás, folytonosság, invariancia⁷¹, robusztusság) is célszerű eleget tenniük a klasztereknek, a gyakorlatban azonban ezek között több is sérül, ami megkérdőjelezheti az egész eljárást.

Többféle kvalitatív és kvantitatív megközelítésben is elvégezhető a klaszteranalízis diagnosztikai vizsgálata, mely lehet előzetes, vagy utólagos is. Mindkét megközelítés egyaránt fontos. Kiindulópontot jelenthetnek az alábbi mérőszámok:

- dendrogram (illetve több dendogramot is összehasonlíthatunk különböző módszerekkel),
- korrelációs együtthatók (például hasonlósági és szomszédsági mátrix alapján),
- F-statisztika,
- χ^2 -statisztika,
- t-statisztika,
- információs kritériumok (például SBC, AIC),

⁷⁰ Nem indokolt viszont mindig standardizálni: dichotomizálhatjuk az adatokat, és elvégezhetjük az elemzést több skálátípusra is (Füstös, 2009). Számos további lehetőség is rendelkezésre áll még a normalizálásra: például rangsorok képzése, min-max eljárás, referenciaértéktől való távolság számszerűsítése (lásd például: OECD, 2008).

⁷¹ Az invarianciakövetelmény azt jelenti, hogy a klaszteranalízisnek invariánsnak kell lennie a monoton transzformációkra (Kovács, 2006).

- „könyökpont”,
- sziluett együttható.

A mutatók egy része (például dendogram) függ, más részük (például „könyökpontkeresés”⁷²) viszont lényegében független az alkalmazott algoritmustól. Más bontásban is csoportosíthatók a diagnosztikai tesztek: külső/belső mérték (mennyire jó az illeszkedés külső információk alapján/anélkül), vagy relatív index (két klaszterezési eljárás összevetése). A „könyökpont” keresése például belső mértéknek tekinthető, de egyéb módszerek is ebbe a kategóriába sorolhatók: például klaszter kohézióján vagy elválasztásán alapuló mutatók, ezek közé tartozik a sziluett együttható. (Pang-Ning Tan et. al., 2006)

9.8.2 Az egyes országok klasztercsoportjai

43. táblázat: Inputok az omega mutatóhoz

Ország	GDP/fő (millió USD, 2005)		Klaszterezett változók és a képzett klasztersorszámok							
			GDP/fő, beruházás, népességbővülés		GDP/fő, földrajzi elhelyezkedés		GDP/fő (kvartilis)		GDP/fő (decilis)	
	1970	2011	1971	2011	1971	2011	1970	2011	1970	2011
Albania	3176	7070	2	5	1	2	3	2	6	5
Angola	4163	5690	3	2	1	2	3	2	6	5
Antigua and Barbuda	3118	9579	3	5	1	2	3	3	6	6
Argentina	8665	14765	3	5	1	2	3	3	8	7
Australia	19097	38514	3	3	3	3	4	4	10	10
Austria	14690	36151	3	5	3	3	4	4	9	9
Bahamas	17718	20987	1	5	1	2	4	3	10	8
Bahrain	27722	25752	2	4	1	2	4	4	10	8
Bangladesh	902	1888	1	3	1	2	1	1	2	2
Barbados	16349	24348	5	5	1	2	4	4	9	8
Belgium	15049	33374	5	5	3	3	4	4	9	9
Belize	2990	6894	2	1	1	2	3	2	6	5
Benin	1078	1646	1	1	2	1	1	1	2	2
Bermuda	17764	31988	5	5	1	2	4	4	10	9
Bhutan	1170	7521	2	3	2	1	1	2	2	5
Bolivia	2742	3788	1	3	1	2	2	2	5	4
Botswana	1019	12723	2	3	2	1	1	3	2	7
Brazil	3817	9391	2	5	1	2	3	3	6	6

⁷² A „könyökpont” keresése során a klaszterezett változó és a klaszterek között kiszámoljuk a külső és a teljes eltérésnégyzet-összeg hányadosát különböző számú klaszterekre vonatkozóan, majd összehasonlítjuk ezeket (Kovács, 2006).

Brunei	68585	56465	4	3	1	2	4	4	10	10
Bulgaria	3214	11684	3	5	3	3	3	3	6	6
Burkina Faso	635	1249	2	1	2	1	1	1	1	2
Burundi	674	728	5	1	2	1	1	1	1	1
Cambodia	1309	2297	1	3	1	2	1	1	3	3
Cameroon	1817	2275	1	2	1	2	2	1	4	3
Canada	17978	36704	3	3	3	3	4	4	10	9
Cape Verde	1228	4402	2	3	2	1	1	2	2	4
Central African Republic	1199	789	1	1	1	2	1	1	2	1
Chad	1377	2046	1	2	2	1	1	1	3	2
Chile	5068	14280	3	3	1	2	3	3	7	7
China	493	10538	2	3	1	2	1	3	1	6
Colombia	3749	8361	1	3	1	2	3	3	6	6
Comoros	1315	1228	2	1	1	2	1	1	3	2
Congo - Brazzaville	2229	3777	2	2	1	2	2	2	4	3
Congo - Kinshasa	1131	365	2	1	1	2	1	1	2	1
Costa Rica	4349	9714	2	3	1	2	3	3	7	6
Cyprus	5263	21286	3	5	1	2	3	3	7	8
Denmark	17690	33048	3	5	3	3	4	4	9	9
Djibouti	6292	2801	4	1	1	2	3	2	7	3
Dominica	2411	10718	3	5	1	2	2	3	5	6
Dominican Republic	2495	8910	2	3	1	2	2	3	5	6
Ecuador	2878	7081	2	3	1	2	3	2	6	5
Egypt	1445	6308	1	3	1	2	2	2	3	5
El Salvador	261	413	1	5	1	2	1	1	1	1
Equatorial Guinea	1438	32635	5	2	1	2	1	4	3	9
Ethiopia	698	1108	1	2	2	1	1	1	1	1
Fiji	2408	4507	3	5	1	2	2	2	5	4
Finland	13085	32785	3	5	3	3	4	4	9	9
France	14808	29586	3	5	3	3	4	4	9	8
Gabon	12365	15644	3	3	1	2	4	3	9	7
Gambia	1974	2076	1	2	1	2	2	1	4	3
Germany	16136	35361	3	5	3	3	4	4	9	9
Ghana	2136	2996	1	2	1	2	2	2	4	3
Greece	11163	20962	3	5	3	3	4	3	8	8
Grenada	1306	5731	5	5	1	2	1	2	3	5
Guatemala	2605	3929	1	1	1	2	2	2	5	4
Guinea	861	1259	5	2	2	1	1	1	2	2
Guinea-Bissau	1675	1402	3	1	1	2	2	1	3	2
Honduras	1978	3143	1	1	1	2	2	2	4	3
Hong Kong	9424	54467	3	5	1	2	4	4	8	10
Hungary	6991	16330	3	5	3	3	3	3	7	7
Iceland	11996	29936	3	5	3	3	4	4	8	9

India	949	3780	1	3	1	2	1	2	2	4
Indonesia	882	4600	1	3	1	2	1	2	2	4
Iran	8733	14478	2	3	1	2	4	3	8	7
Iraq	2852	4641	1	1	1	2	3	2	6	4
Ireland	11875	43035	3	5	3	3	4	4	8	10
Israel	11899	26482	2	3	1	2	4	4	8	8
Italy	13924	27486	3	5	3	3	4	4	9	8
Ivory Coast	2380	1694	2	1	1	2	2	1	5	2
Jamaica	4117	4137	3	5	1	2	3	2	6	4
Japan	13356	31867	3	5	3	3	4	4	9	9
Jordan	3426	6168	2	1	1	2	3	2	6	5
Kenya	1312	1702	2	2	1	2	1	1	3	2
Kuwait	157827	68401	4	3	1	2	4	4	10	10
Laos	701	3037	1	3	2	1	1	2	1	3
Lebanon	13579	15949	1	3	1	2	4	3	9	7
Lesotho	835	2451	1	3	2	1	1	1	1	3
Liberia	1643	566	1	1	1	2	2	1	3	1
Luxembourg	19164	57268	3	3	3	3	4	4	10	10
Macao	8239	77960	3	3	1	2	3	4	8	10
Madagascar	1749	982	1	1	1	2	2	1	3	1
Malawi	634	932	2	1	2	1	1	1	1	1
Malaysia	2879	15554	2	3	1	2	3	3	6	7
Maldives	2037	15883	1	3	2	1	2	3	4	7
Mali	512	1101	1	1	2	1	1	1	1	1
Malta	3670	20679	5	5	1	2	3	3	6	8
Mauritania	2667	2813	2	2	1	2	2	2	5	3
Mauritius	2764	14149	1	5	1	2	2	3	5	7
Mexico	7030	12575	1	5	1	2	3	3	7	7
Mongolia	1915	5651	2	2	1	2	2	2	4	4
Morocco	1931	4750	1	3	1	2	2	2	4	4
Mozambique	406	951	1	2	1	2	1	1	1	1
Namibia	4917	6355	2	3	1	2	3	2	7	5
Nepal	685	1307	1	3	2	1	1	1	1	2
Netherlands	18772	39020	3	5	3	3	4	4	10	10
New Zealand	15242	24455	3	5	3	3	4	4	9	8
Niger	1265	711	1	1	2	1	1	1	2	1
Nigeria	1603	2480	2	1	1	2	2	1	3	3
Norway	22784	61606	3	5	3	3	4	4	10	10
Oman	8070	33879	2	2	1	2	3	4	8	9
Pakistan	1253	2893	1	1	1	2	1	2	2	3
Panama	4898	15051	2	2	1	2	3	3	7	7
Paraguay	2312	4929	1	3	1	2	2	2	5	4
Peru	5229	8315	1	3	1	2	3	3	7	6
Philippines	2627	4516	1	3	1	2	2	2	5	4
Poland	6075	17553	3	5	3	3	3	3	7	8

Portugal	8036	20071	3	5	3	3	3	3	8	8
Qatar	144440	123029	4	4	1	2	4	4	10	10
Romania	3281	10824	3	5	3	3	3	3	6	6
Rwanda	720	1226	1	2	2	1	1	1	1	1
Saint Kitts and Nevis	2282	10774	5	5	1	2	2	3	5	6
Saint Lucia	2562	7868	3	3	1	2	2	2	5	5
Saint Vincent and the Grenadines	1970	6909	3	5	1	2	2	2	4	5
Sao Tome and Principe	1998	2759	1	1	1	2	2	1	4	3
Saudi Arabia	25184	27942	4	3	1	2	4	4	10	8
Senegal	1771	1890	1	1	1	2	2	1	3	2
Sierra Leone	1443	1120	1	2	1	2	1	1	3	1
Singapore	7069	51146	2	3	1	2	3	4	8	10
South Africa	8167	10280	2	5	3	3	3	3	8	6
South Korea	2645	30051	2	5	1	2	2	4	5	9
Spain	11461	25748	3	5	3	3	4	4	8	8
Sri Lanka	1504	6205	1	3	1	2	2	2	3	5
Sudan	1299	2755	1	2	2	1	1	1	2	3
Suriname	3405	6140	5	5	1	2	3	2	6	5
Swaziland	2223	5712	2	1	1	2	2	2	4	5
Sweden	17241	35035	5	5	3	3	4	4	9	9
Switzerland	28263	43036	3	5	3	3	4	4	10	10
Syria	2102	5138	1	3	1	2	2	2	4	4
Taiwan	4291	39586	2	5	1	2	3	4	7	10
Tanzania	782	1356	2	2	2	1	1	1	1	2
Thailand	1813	9593	2	5	1	2	2	3	4	6
Togo	1527	1097	1	1	1	2	2	1	3	1
Trinidad and Tobago	8129	20664	3	5	1	2	3	3	8	8
Tunisia	2723	9182	3	5	1	2	2	3	5	6
Turkey	4805	13024	3	3	3	3	3	3	7	7
Uganda	980	1375	1	2	2	1	1	1	2	2
United Kingdom	14757	32093	5	5	3	3	4	4	9	9
United States	20115	42244	5	5	3	3	4	4	10	10
Uruguay	5595	12609	5	5	1	2	3	3	7	7
Venezuela	10804	10870	2	1	1	2	4	3	8	6
Vietnam	666	3732	1	3	3	3	1	2	1	3
Zambia	2255	1691	1	2	1	2	2	1	4	2
Zimbabwe	4903	4289	1	1	1	2	3	2	7	4

Forrás: PWT-adatok alapján saját számítás (2016)

9.9 Kiegészítés a Monte Carlo eljárásokhoz

9.9.1 A szimuláció néhány előnye a becsléssel szemben

Első- és másodfajú hiba

“The three golden rules of econometrics are test, test and test.”

David F. Hendry (1980)

Mind a statisztikában, mind ökonometriában a tesztelés a kutatási folyamat szerves része – ahogy a rövid idézet is sugallja –, hiszen az eredményeink robusztusságát, szignifikanciáját törvényszerűen bizonyítanunk kell. Emiatt nem modellezhetünk anélkül, hogy az eredményeinket ne tesztelnénk.

Az alkalmazott tesztek ugyanakkor aszimptotikus tulajdonságokkal rendelkeznek, azaz tipikusan nagymintás következtetések levonására alkalmasak. A gyakorlatban azonban gyakran sérülnek ezek a tulajdonságok, ugyanis sokszor mind a keresztmetszeti, mind az idődimenzióban alacsony a rendelkezésre álló elemszám.

Az aszimptotikus feltételek sérülése ahhoz vezethet, hogy a hagyományos szignifikanciaszintek mellett visszautasíthatjuk a nullhipotézist, miközben az helyes. Azaz elsőfajú hiba lehet jelen: az alkalmazott teszt mérete gyenge. Ezzel párhuzamosan, elfogadhatjuk a nullhipotézist is, miközben az nem helyes. Ekkor másodfajú hiba van jelen, következésképp a teszt ereje gyenge. Mindkét esetben tehát *téves következtetésekre juthatunk* és már a változók szignifikanciájára vonatkozó t-, vagy F-tesztek is sérülhetnek. Ennek feltérképezésére, a tévedésünk nagyságrendjére kísérletet tehetünk valamilyen iterációs algoritmus futtatásával.

Endogenitás

A gyakorlatban a ténylegesen megfigyelt összefüggés eltérhet attól, ami az elméletben feltételezett modellben szerepel. Ennek több oka lehet. A disszertáció egyes fejezeteiben többször is felhívtam a figyelmet arra, hogy az endogenitás torzított becsléshez vezet. Azaz mérési hiba torzíthatja az eredményeket (például a becsülni kívánt változót más indikátorral közelítjük), szimultaneitás lehet jelen (vagyis a változók kölcsönösen hatnak egymásra), vagy kihagyhattunk valamilyen releváns változót. E három tényező következménye az, hogy a magyarázó változó nem exogén,

így korrelál a hibataggal. Az endogenitási torzításnak egy klasszikus példája a fogyasztási kiadások becsléséhez kötődik:

Strukturális forma:

$$C_t = a + bY_t + e_t \quad (9.6)$$

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + NX_t \quad (9.7)$$

Redukált forma:

$$Y_t = a + bY_t + e_t + I_t + G_t + NX_t$$

$$Y_t - bY_t = a + e_t + I_t + G_t + NX_t$$

$$Y_t(1 - b) = a + e_t + I_t + G_t + NX_t$$

$$Y_t = \left(\frac{1}{1-b}\right)(a + e_t + I_t + G_t + NX_t) \quad (9.8)$$

A (9.6) alapján a jövedelem (Y) adott részét a fogyasztók elfogyasztják (C), a többit megtakarítják. Amennyiben a fogyasztónak nincsen jövedelme, akkor még – például transferek lévén – fogyaszthat: a konstans tag az első egyenletben az autonóm fogyasztást jelöli.

A második egyenletben, azaz a (9.7)-ben azonban – a GDP felhasználási oldalának összefüggéséből – látható, hogy egy adott időszak alatt megtermelt áruk és szolgáltatások volumenét lakossági fogyasztásra (C), bruttó felhalmozásra (I), kormányzati kiadásra (G) (azaz közösségi fogyasztásra) és nettó exportra (NX) fordítják a gazdasági szereplők.

Következésképp, a fogyasztás nem exogén: ha magasabb jövedelmünk, akkor többet fogyasztunk, ekkor viszont a jövedelmünk is magasabb lesz. A strukturális egyenleteket összevonva, a behelyettesítéskor kapott, úgynevezett redukált forma eltér az elméletben felállított, strukturális alaktól, mivel a (9.8) baloldalán csak endogén, míg jobb oldalon exogén változók szerepelnek.

Vagyis a redukált forma torzítatlanul becsülhető (természetesen a gyakorlatban többek között a beruházások is endogének), a strukturális összefüggés viszont nem, mivel a hibatag korrelál az exogén változóval, vagyis a becslés torzított lenne. Az OLS becslőfüggvény helyett TSLS- vagy GMM-becslést szoktak a gyakorlatban készíteni, amik keretében exogén instrumentális változókat kell megadni. A gyakorlatban viszont tökéletesen exogén változó nem létezik, ezért az endogenitásból fakadó torzítás nagyságrendjének meghatározásához is támpontot nyújthatnak a szimulációs eljárások.

Idősorokhoz köthető korlátok

Az idősorokra módszertani szempontból úgy tekintünk, mintha minden egyes időpontbeli érték egy külön minta lenne. Ennek hátterében az áll, hogy az egyes értékek nem tekinthetők független, azonos eloszlásból származó elemeknek. Köztudott ugyanis, hogy adatok sorrendje kötött és az idősorok perzisztensek, így az egyes értékek egymással szorosan korrelálnak. Ugyanakkor az idősor eloszlása időben változhat, például egy rendszerváltás, válság, vagy bármilyen más típusú strukturális törés, outlier eredményeként.

Következésképp, egyelemű mintából nagymintás következtetések nem vonhatók le. Ezért annak érdekében, hogy idősorokkal dolgozhassunk, homogenitási (például hogy gyengén stationer a vizsgált folyamat) és memóriefeltételeket kell felállítanunk. Ennek tesztelése azonban a mintabeli adatok alapján számos kérdést vet fel, többek között azért, mert *számos egységgyöktesznek gyenge az ereje*.

Paraméterek állandósága

A modellezési tevékenység során tipikusan konstans paramétereket becsülünk, de ezek időben változhatnak, és nem feltétlenül tudunk azokra a tényezőkre kondicionálni, amelyek idővariáns együttthatókat eredményeznek. A fogyasztási határhajlandóság például változhat a szokások, az ízlésvilág változásával, de ezeket tipikusan nem tudjuk jól, egzakt módon közelíteni. Egy módszertani váltás, mérési hiba is eredményezhet strukturális törést, *változást a paraméterek alakulásában*.

Adatgeneráló folyamat feltérképezése

Egy klasszikus ökonometriai vizsgálat az adatgeneráló folyamat (DGP) feltérképezésével, annak lehetséges hátterének felírásával ér véget. A DGP tulajdonképpen az folyamat, ami létrehozta a vizsgált adatokat. A gyakorlatban ennek egy lehetséges, „valószínűsíthető” változatát ismerhetjük meg. Számos tényező, például a kontrollváltozók szelekcióját övező bizonytalanság (hiszen azok korrelálhatnak egymással és az elméletek sem adnak egyértelmű útmutatást) miatt *kérdéses lehet, hogy mennyire sikerült megfelelően feltérképezni az adatgeneráló folyamatot*. Ez különösen egy konvergenciavizsgálatnál jelenthet komoly problémát, hiszen rendkívül összetett lehet a tényleges adatgeneráló folyamat.

Az iterációs futtatások lehetővé teszik a folyamat komplexebb felismerését. Ezen túlmenően, ha például statisztikai tesztek robusztuságát akarjuk megérteni, akkor már eleve rögzíthetjük magát az adatgeneráló folyamatot.

Identifikációs kérdések

Egyes kiinduló feltételek tesztelhetők, más részük viszont nem. A becslőfüggvény felírásakor ugyanis már eleve élhettünk bizonyos feltételezésekkel, amelyek a modell, a DGP paramétereinek identifikációjához szükséges kritériumok. Tesztelhető például túlidentifikált esetben, hogy egy instrumentális változó bevonása indokolt-e, de éppen identifikált esetben nem. Hasonlóan, ha egy strukturális vektor-autoregresszív modellt írunk fel, akkor annak identifikációját tipikusan nem tesztelhetjük. E kritériumok teszteléséhez is használhatunk szimulációs technikákat.

Nincs explicit forma

Számos esetben találkozhatunk olyan modellel, amelynek *nincsen megoldása* hagyományos, zárt alakban. Például ha bizonyos paramétereket keresünk egy rögzített intervallumban, miközben analitikusan nem kezelhetők a határozott integrálok. Nem-lineáris modellek esetében sincsen lényegében explicit megoldás. Ilyen esetekben különböző iterációs és kereső-algoritmusok, szimulációs eljárások lehetnek irányadók.

„Sterilitás”

A szimulációs környezet egyfajta „steril” környezetet jelent, vagyis *számos hibátényezőt, zajt ki tudunk szűrni a vizsgálatból*. Ez bizonyos kontextusban viszont egyben hátrány is lehet. Tegyük fel például, hogy valamilyen gazdaságpolitikai intézkedés hatását szeretnénk szimulálni. Megfelelő kondíciókkal, kiinduló feltételekkel kellőképpen pontos eredményeket kaphatunk. Viszont az emberi döntések sokrétűsége, a nem feltétlenül racionális magatartás, a várakozások alkalmazkodása is abba az irányba hat, hogy akár jelentősen is eltérhet a tényleges hatás a becsülttől. Emiatt a hagyományos mintavételt nem válthatja ki a szimulációs vizsgálat.

Informatikai háttér

A szimulációs eljárások elterjedésének talán legfontosabb oka a számítástechnika térhódítása, ami lehetővé teszi a futási idő érdemi redukcióját.

Módszertani apparátus

Az ökonometriai fejlődése, elterjedése szintén támogatja a szimulációs eljárások alkalmazását.

Költségelőny

Az iterációs eljárásokra úgyis tekinthetünk, mint egy kvázi-kísérletre. Így a hagyományos mintavétel költségeit jelentősen redukálhatjuk a számítógép-vezérelt környezetben.

Kivitelezhetőség

Végezetül természetesen azt is érdemes megjegyeznünk, hogy bizonyos nagyszabású projektek, kérdések eleve nem végezhetők el a hagyományos mintavételi környezetben. Vagyis nem csak annak költsége, hanem fizikai megvalósítása is gátat szabhat a mintavételnek.

9.9.2 Monte-Carlo szimuláció – R programkód

```
##### Konvergenciaszámítás MC-szimulációval

#####főbb paraméterek és kezdeti feltételek megadása
library("cluster")
M<-10000 #iterációk száma
n<-200 #mintaelemszám
S<-1:M #szimulációs szekvencia
beta<-array(0, dim=c(M,1))
z<-array(0, dim=c(M,1))
y<-array(0, dim=c(M,1))
standb<-array(0, dim=c(M,1))
standg<-array(0, dim=c(M,1))
x<-array(0, dim=c(M,1))
k1=list()
k2=list()
k11=list()
k22=list()
q1=list()
q2=list()
q3=list()
l=list()
s=list()
t<-array(0, dim=c(M,1))
g<-array(0, dim=c(M,1))

#####MC-szimuláció futtatása
for (i in S) {
b<-rlnorm(n, meanlog=0, sdlog=1) #fehér zaj, bázisidőszak
w<-rlnorm(n, meanlog=0, sdlog=1) #fehér zaj, tárgyidőszak
t<-w+0.95*b #AR(1) folyamat, tárgyidőszak, alapmodell
#t<-b+0.97*(b-(0.00005*w/0.075)^((1/3)/(1-1/3))) #AR(1) folyamat,
tárgyidőszak, kiterjesztett modell
g<-log(t/b) #tárgyidőszak (differenciált)
```

```
#####sigma-konvergencia
z[i]<-sd(log(b)) ###sigma-konvergencia, bázisidőszak
y[i]<-sd(log(t)) ###sigma-konvergencia, tárgyidőszak
sigma<-y-z

#####beta-konvergencia
standb<-(log(b)-mean(log(b)))/sd(log(b)) ###std. b felírása
standg<-(g-mean(g))/sd(g) ###std. n felírása
beta[i]<-cor(standg,standb)*sd(g)/sd(log(b)) ###beta std. regr. és
kor. alapján
x[i]<-lm(g~log(b)) ###Ell.: std. beta és a regr. beta ua

#####omega-konvergencia - klaszerinputok meghatározása
q1[[i]]<-matrix(log(b), ncol=200) ###a generált minta meghatározása
q2[[i]]<-matrix(log(t), ncol=200) ###a generált minta meghatározása
q3[[i]]<-q2[[i]]-q1[[i]]

k1[i]<-kmeans(b,10,iter.max = 10) ###klaszter bázisidőszak
k2[i]<-kmeans(t,10,iter.max = 10) ###klaszter tárgyidőszak

k11[[i]]<-kmeans(b,20,iter.max = 20) ###klaszter bázisidőszak
k22[[i]]<-kmeans(t,20,iter.max = 20) ###klaszter tárgyidőszak

#####egyéb
l[i]<-sum(b) ###leíró statisztika
s[i]<-sum(q1[[i]]) ###leíró statisztika

}

#####ábra sigma-hoz
#plot(sigma) #sigma-konvergencia ha az érték negatív

#####output
write.table(beta, "D:/R/szimulacio_output1.csv", dec=".", sep=";")
write.table(sigma, "D:/R/szimulacio_output2.csv", dec=".", sep=";")
write.table(k1, "D:/R/szimulacio_output3.csv", dec=".", sep=";")
write.table(k2, "D:/R/szimulacio_output4.csv", dec=".", sep=";")
write.table(t, "D:/R/szimulacio_output5.csv", dec=".", sep=";")
write.table(b, "D:/R/szimulacio_output6.csv", dec=".", sep=";")
write.table(w, "D:/R/szimulacio_output7.csv", dec=".", sep=";")

#####hivatkozás
#http://www.cyclismo.org/tutorial/R/linearLeastSquares.html
#http://www.statmethods.net/advstats/cluster.html
```

10. ÁBRÁK ÉS TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE

10.1 Ábrajegyzék

1. ábra: Egy főre jutó GDP alakulása (1990 International, Geary–Khamis dollar) ..	23
2. ábra: Határtermékek a Solow-modellben.....	53
3. ábra: A tőkeállomány dinamikája a Solow-modellben	57
4. ábra: Fázisdiagram a Solow-modellben	58
5. ábra: Szegénységi csapda.....	87
6. ábra: Eloszlás 1970-ben és 2011-ben (millió, 2005-ös USD).....	95
7. ábra: Egy főre jutó GDP változása néhány kiválasztott országban (százalék)	98
8. ábra: Szigma-konvergencia a világ országaiban	103
9. ábra: Relatív szórás a súlyozatlan szigma alapján	104
10. ábra: Béta-konvergencia (1970 és 2011).....	112
11. ábra: Becsült keresztthatások (a 6. panelmodell alapján)	119
12. ábra: Becsült időhatások (a 6. panelmodell alapján).....	120
13. ábra: Reziduális (parciális) korrelogram – 5. modell.....	126
14. ábra: Reziduális (parciális) korrelogram – 6. modell.....	126
15. ábra: Normális eloszlás – JB-teszt – 5. modell	127
16. ábra: Normális eloszlás – JB-teszt – 6. modell	127
17. ábra: Bayes-i becslés (alap és diffúzabb prior) (1–2. modell – jobb ábra)	134
18. ábra: Bayes-i becslés (etiópai és kínai benchmark) (3–4. modell – jobb ábra)	135
19. ábra: Bayes-i becslés (véletlenszám-genetárral – jobb ábra).....	135
20. ábra: Az omega feltételrendszere	137
21. ábra: Sziluett mutató (bázisidőszak és tárgyidőszak) – alapmodell.....	149
22. ábra: Klaszterek országsoportonként (1971 és 2011) – bázisidőszak	151
23. ábra: Klaszterek országsoportonként (1971 és 2011) – tárgyidőszak	152
24. ábra: Klaszterugrások országsoportonként (1971 és 2011).....	153
25. ábra: Fejlettség országsoportonként (1971 és 2011) – bázisidőszak.....	154
26. ábra: Fejlettség országsoportonként (1971 és 2011) – tárgyidőszak.....	154
27. ábra: Sziluett mutató (bázisidőszak és tárgyidőszak) – kiterjesztett elemzés ...	161
28. ábra: Klaszteranalízis (1971 és 2011) – kiterjesztett elemzés.....	162
29. ábra: Dinamikus klaszterugrások (1971 és 2011 között)	165
30. ábra: Az értekezésben alkalmazott empirikus vizsgálatok keretrendszere	191
31. ábra: Az értekezésben alkalmazott szimulációs vizsgálatok keretrendszere	191

32. ábra: Szigma – LDC (bázisidőszak és tárgyidőszak – jobb ábra).....	219
33. ábra: Szigma – ODA-val (bázisidőszak és tárgyidőszak – jobb ábra).....	220
34. ábra: Szigma – ODA nélkül (bázisidőszak és tárgyidőszak – jobb ábra)	220
35. ábra: Szigma – OECD (bázisidőszak és tárgyidőszak – jobb ábra).....	220
36. ábra: Szigma – Afrika és csendes-óceáni térség – jobb ábra	221
37. ábra: Szigma – Közép-, Latin-Amerika és Ázsia – jobb ábra.....	221
38. ábra: Szigma – Európa és Észak-Amerika – jobb ábra	221

10.2 Táblázatjegyzék

1. táblázat: Konvergenciamutatók- és koncepciók összehasonlítása	91
2. táblázat: Országcsoporthoz való tartozás (db) (1970 és 2011).....	94
3. táblázat: Leíró statisztikai mutatók (millió, 2005-ös USD)	95
4. táblázat: Legfejlettebb, legkevésbé fejlett országok (millió, 2005-ös USD/fő)....	96
5. táblázat: Panelmmodellek eredményei	116
6. táblázat: Panelmmodell – multikollinearitás tesztelése	128
7. táblázat: Panelmmodell – Ramsey Reset teszt – 5. modell	129
8. táblázat: Panelmmodell – Ramsey Reset teszt – 6. modell	130
9. táblázat: Panelmmodell – súlymátrixok változtatása – 5. modell	130
10. táblázat: Panelmmodell – súlymátrixok változtatása – 6. modell	131
11. táblázat: Feltételes szigma konvergencia – egy szimuláció.....	139
12. táblázat: Omega-konvergencia néhány országban (1971 és 2011).....	155
13. táblázat: Omega-konvergencia (1971 és 2011).....	156
14. táblázat: Omega-, szigma-, béta-konvergencia néhány országban	159
15. táblázat: Omega-konvergencia (1970 és 2011) – földrajzi kiterjesztés	163
16. táblázat: Omega-konvergencia (1970 és 2011) – kvartilisek.....	166
17. táblázat: Omega-konvergencia (1970 és 2011) – decilisek.....	167
18. táblázat: Omega-konvergencia (1970 és 2011) – klaszterek GDP/fő alapján...	167
19. táblázat: Monte-Carlo szimuláció	179
20. táblázat: Konvergenciasebességek – értekezésben szereplő elméletek.....	192
21. táblázat: Országlista (2.3-as alfejezethez).....	195
22. táblázat: Országlista (4–6. fejezetekhez).....	196
23. táblázat: Feltételes konvergencia – export 1).....	197
24. táblázat: Feltételes konvergencia – export 2).....	197
25. táblázat: Feltételes konvergencia – végső fogyasztás 1).....	198

26. táblázat: Feltételes konvergencia – végső fogyasztás 2).....	198
27. táblázat: Feltételes konvergencia – GDP 1).....	199
28. táblázat: Feltételes konvergencia – GDP 2).....	199
29. táblázat: Feltételes konvergencia – beruházások 1).....	200
30. táblázat: Feltételes konvergencia – beruházások 2).....	200
31. táblázat: Modellszimuláció – a változók kiinduló szintjei és a paraméterek	218
32. táblázat: Modellszimuláció – a becsült eredmények.....	219
33. táblázat: Egységgyökteszt – GDP/fő változása.....	223
34. táblázat: Egységgyökteszt – tőkeállomány változása	224
35. táblázat: Egységgyökteszt – népesség változása.....	224
36. táblázat: Regressziós eredmények – 1. modell	225
37. táblázat: Regressziós eredmények – 2. modell	225
38. táblázat: Regressziós eredmények – 3. modell	226
39. táblázat: Regressziós eredmények – 4. modell	226
40. táblázat: Regressziós eredmények – 5. modell	227
41. táblázat: Regressziós eredmények – 6. modell	228
42. táblázat: Regressziós eredmények – 7. modell	228
43. táblázat: Inputok az omega mutatóhoz.....	236

11. IRODALOMJEGYZÉK

- Abramovitz, M. (1956): Resource and Output Trends in the United States since 1870. *American Economic Review*. American Economic Association. 46. évfolyam. 5–23.
- Acemoglu, D – Johnson, S. (2005): Unbundling Institutions. *Journal of Political Economy*. University of Chicago Press. 113. évfolyam. 5. szám. 949–995.
- Acemoglu, D. (2006): Modeling Inefficient Institutions. National Bureau of Economic Research Working Paper 11940. szám. National Bureau of Economic Research.
- Acemoglu, D. (2008): *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton University Press, New Jersey.
- Aghion, P. – Howitt, P. (1992): A Model of Growth through Creative Destruction. *Econometrica*. Econometric Society. 60. évfolyam. 2. szám. 323–351.
- Aghion, P. – Harris, C. – Howitt, P – Vickers, J. (2001): Competition, Imitation and Growth with Step-by-Step Innovation. *Review of Economic Studies*. Oxford University Press. 68. évfolyam. 467–492.
- Amable, B. (1993) Catch-up and Convergence: a Model of Cumulative Growth. *International Review of Applied Economics*. Taylor and Francis Group. 7. évfolyam. 1. szám. 1–25.
- Angeletos, G-M. (2005): *Economic Growth*. Lecture notes. Kézirat. MIT Department of Economics, Cambridge.
- Arellano, M. – Bond, S. (1991): Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic Studies*. Oxford University Press. 58. évfolyam. 2. szám. 277–97.
- Arrow, K. J. (1962): The Economic Implications of Learning by Doing. *Review of Economic Studies*. Institute for International Economic Studies. 29. évfolyam. 3. szám. 155–73.
- Aukrust, O. – Bjerke, J. (1959): A reáltőke és gazdasági növekedés Norvégiában. 1950-56-ban. In: Szakolczai (1967): 58–75.
- Balogh, T. – Streeten, P. P. (1963): The Coefficient of Ignorance. *Bulletin of Oxford University. Institute of Economics and Statistics*. 99–107.

- Baltagi, Badi H. (2003): A Companion to Theoretical Econometrics. Blackwell Publishing Ltd., New Jersey.
- Barrientos, P. (2007): Theory, History and Evidence of Economic Convergence in Latin America. Development Research Working Paper Series. 13/2007. Institute for Advanced Development Studies.
- Barro, R. J. (1989): Economic Growth in a Cross Section of Countries. National Bureau of Economic Research Working Paper 3120. szám. National Bureau of Economic Research.
- Barro, R. J. (2005): A gazdasági növekedést meghatározó tényezők. Nemzeti tankönyvkiadó. Budapest.
- Barro, R. J. – Sala-i-Martin, X. (1991): Convergence across States and Regions. Brookings Papers on Economic Activity. Brookings Press. 107–182.
- Barro, R. – Sala-i-Martin, X. (1992): Convergence. Journal of Political Economy. University of Chicago Press. 100. évfolyam. 223–251.
- Barro, R. J. – Sala-i-Martin, X. (2004): Economic Growth. MIT Press, Cambridge.
- Baumol, W. J. (1986): Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. The American Economic Review. American Economic Association. 76. évfolyam. 5. szám. 1072–1085.
- Baumol, W. J. – Wolff, E. N. (1988): Productivity Growth, Convergence and Welfare: Reply. American Economic Review. American Economic Association. 78. évfolyam. 1155–1159.
- Bárány, Zs. L. (2014): Intermediate Macroeconomics. Growth Facts & the Malthusian Model. Kézirat. Sciences Po, Paris.
(http://econ.sciences-po.fr/sites/default/files/file/barany/int_macro/lecture2.pdf;
letöltés dátuma: 2015. 12. 01.).
- Brainard, W. C. – Tobin, J. (1968): Pitfalls in Financial Model Building. The American Economic Review. American Economic Association. 58. évfolyam. 2. szám. 99–122.
- Becker, G. S. (1981. Enlarged ed. 1991): A Treatise on the Family. Harvard University Press, Cambridge, MA.

- Becker, G. S. – Barro, R. J. (1988): A Reformulation of the Economic Theory of Fertility. *The Quarterly Journal of Economics*. MIT Press. 103. évfolyam. 1. szám. 1–25.
- Bernard, A. – Durlauf, S. (1995): Convergence in International Output. *Journal of Applied Econometrics*. John Wiley & Sons. 10. évfolyam. 2. szám. 97–108.
- Bernard, A. – Durlauf, S. (1996): Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. *Journal of Econometrics*. Elsevier. 71. évfolyam. 1-2. szám. 161–73.
- Bianchi, C. – Menegatti, M. (2005): Neoclassical versus Technological Convergence: An Empirical Analysis Applied to the Italian Regions. *Società italiana di economia pubblica*, Firenze.
- Birchenall, J. A. (2008): Equilibrium, Convergence, and Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth. *Economics Letters*. Elsevier. 99. évfolyam. 10–13.
- Bliss, C. (1999): Galton's Fallacy and Economic Convergence. *Oxford Economic Papers*. Oxford University Press. 51. évfolyam. 4–14.
- Boucekkinea, R. – Camachob, C. – Fabbri, G. (2013): Spatial Dynamics and Convergence: The Spatial AK Model. *Journal of Economic Theory*. Elsevier. 148. évfolyam. 2719–2736.
- Boulhol, H. (2004): Technology Differences, Institutions and Economic Growth: a Conditional Conditional Convergence. *Document de Travail du CEPPII*, Paris.
- Breton, T. R. (2004): Can Institutions or Education Explain World Poverty? An Augmented Solow Model Provides Some Insights. *The Journal of Socio-Economics*. Elsevier. 33. évfolyam. 1. szám. 45–69.
- Buchanan, J. (1976): Barro on the Ricardian Equivalence Theorem. *Journal of Political Economy*. University of Chicago Press. 84. évfolyam. 2. szám. 337–342.
- Canova, F. – Marcet, A. (1995): The Poor Stay Poor: Non-Convergence Across Countries and Regions. *Discussion Paper 1265*. Centre for Economic Policy Research.
- Canova, F. (2012): Time series methods. Lecture notes, BVAR. Kézirat. EUI and CEPR, London.

- Canova, F. (2013): Topics in Macroeconometrics. Lecture notes, BVAR. (<http://www.eui.eu/Personal/Canova/Courses.html>; letöltés dátuma: 2014. 04. 06.).
- Carlino, G. A. – Mills, L. (1996): Testing Neoclassical Convergence in Regional Incomes and Earnings. *Regional Science and Urban Economics*. Elsevier. 26. évfolyam. 565–590.
- Constantini, M. – Lupi, C. (2005): Stochastic Convergence among European Economies. *Economics Bulletin*. AccessEcon. 38. évfolyam. 3. szám. 1–17.
- Corrado, L. – Martin, R. – Weeks, M. (2004): Identifying and Interpreting Regional Convergence Clusters across Europe. *The Economic Journal*. Wiley-Blackwell for the Royal Economic Society. 115. évfolyam. 133–160.
- Costa, D. L. – Lamoreaux, N. R. (2008): Understanding Long-Run Economic Growth: Geography, Institutions, and the Knowledge Economy. National Bureau of Economic Research Conference Report. The University of Chicago Press.
- Dall'erba, S. (2003): Distribution of Regional Income and Regional Funds in Europe 1989–1999: An Exploratory Spatial Data Analysis. *The Annals of Regional Science*. Université de Pau et des Pays de l'Adour. Pau Ce'dex.
- Dedák, I. – Dombi, Á. (2009): Konvergencia és növekedési ütem. *Közgazdasági Szemle*. *Közgazdasági Szemle Alapítvány*. 16. évfolyam. 19–45.
- De Groot, M. A. – Henri, L.F. – Florax, Raymond J.G.M.. A Meta-Analysis of B-Convergence: The Legendary 2%. *Journal of Economic Surveys*. Wiley Blackwell. 19. évfolyam. 3. szám. 389–420.
- De Long, J. B. (1987): Have Productivity Levels Converged? Productivity Growth, Convergence, and Welfare in the Very Long Run. National Bureau of Economic Research Working Paper 2419. szám. National Bureau of Economic Research.
- Diamond, P. (1965): National Debt in a Neoclassical Growth Model. *American Economic Review*. American Economic Association. 55. évfolyam. 5. szám. 1126–1150.
- Diaz-Bautista, A. (2000): Convergence and Economic Growth in Mexico. *Frontera Norte*. *Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe*. 12. évfolyam. 24. szám.

- Dixit, A. K. – Stiglitz, J. E. (1977): Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. American Economic Review. American Economic Association. 67. évfolyam. 297–308.
- Domar, E. (1946): Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment. Econometrica. Econometric Society. 14. évfolyam. 2. szám. 137–147.
- Doppelhofer, G. – Miller, R. – Sala-i-Martin, X. (2000): Determinants of Long-Term Growth: A Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach. National Bureau of Economic Research Working Paper 7750. szám. National Bureau of Economic Research.
- Dózsa, L. – Gáspár, A. – Gulyás, K. – Huszár, E. – Kelemen, J. – Márkus, A. – Rezessy, G. – Rippel, G. – Várpalotai, V. (2014): Előrejelzési módszertan (DINAMO). Kiegészítő dokumentáció a 2014-es Konvergencia Programhoz. Nemzetgazdasági Minisztérium. A tanulmány elérhetősége: <http://2010-2014.kormany.hu/download/5/34/41000/Dinamo%20NGM%20EI%C5%91rejelz%C3%A9si%20M%C3%B3dszertan.pdf> (letöltés dátuma: 2015. 01. 14.).
- Duczynski, P. (2003): On Extended versions of the Solow-Swan Model. Bulletin of the Czech Econometric Society. The Czech Econometric Society. 10. évfolyam. 39–58.
- Durlauf, S. N. – Johnson, P. – Temple, J. R. W. (2004): Growth Econometrics. Vassar College Department of Economics Working Paper Series. Vassar College.
- Easterly, W. – Levine, R. (2012): The European Origins of Economic Development. National Bureau of Economic Research Working Paper 18162. szám. National Bureau of Economic Research.
- Engelbrecht, H. J. (2001): The Role of Human Capital in Economic Growth: Some Empirical Evidence on the ‘Lucas vs. Nelson-Phelps’ Controversy. Discussion paper 01.02. szám. Department of Applied and International Economics, Massey University.
- Európai Bizottság (2016): Stabilitási és konvergenciaprogramok: http://ec.europa.eu/economy_finance/economic_governance/sgp/convergence/index_hu.htm (letöltés dátuma: 2016. 05. 04.).
- EViews (2009): EViews 7 User Guide I(1) – II(2). Quantitative Micro Software. LLC.

- Fanti, L – Manfredi, P. (2003): The Solow's Model with Endogenous Population: a Neoclassical Growth Cycle Model. *Journal of Economic Development*. Chung-Ang University, Department of Economics. 28. évfolyam. 2. szám. 103–115.
- Feldstein, M. – Horioka, C. (1980): Domestic Saving and International Capital Flows. *Economic Journal*. Wiley-Blackwell for the Royal Economic Society. 90. évfolyam. 358. szám. 314–329
- Ferkelt, B. – Gáspár, A. (2008): Konvergencia-vizsgálatok az Európai Unióban. *EU Workings papers* XI. évfolyam. Budapesti Gazdasági Főiskola. 1. szám. 35–44.
- Fujita, M. – Krugman, P. – Venables, A. J. (2001): *The Spatial Economy: Cities, Regions, and International Trade*. MIT Press, Cambridge.
- Füstös L. (2009): *A sokváltozós adatelemzés módszerei*. MTA Szociológiai Kutatóintézet, Budapest.
- Galor, O. (1996): Convergence? Inferences from theoretical models. *Economic journal*. Wiley-Blackwell for the Royal Economic Society. 106. évfolyam. 1056–1069.
- Galton, F. (1886): Regression Towards Mediocrity in Hereditary Stature. *Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland*. Royal Anthropological Institute of Great Britain and Ireland. 15. évfolyam. 246–263.
- Gáspár, A. (2010a): Economic Growth and Convergence in the World Economies: an Econometric Analysis. In: Kovács, P. – Szép, K. – Katona, T. (szerk.): *Proceedings of the Challenges for Analysis of the Economy, the Businesses, and Social Progress International Scientific Conference*. Unidocument Kft. 97–110.
- Gáspár, A. (2010b): Klub-konvergencia mérése a világ országaiban. In: Magyar Közgazdaságtudományi Egyesület konferenciakiadványa. 1-28. Magyar Közgazdaságtudományi Egyesület, Budapest. Elérhetőség: <http://media.coauthors.net/konferencia/conferences/3/MKE.pdf>
- Gáspár, A. (2011a): A konvergencia értelmezése és mérése a közgazdaságtanban. Budapesti Gazdasági Főiskola 2010. évi „Magyar Tudomány Ünnepe” konferenciasorozat CD-kiadványa. Budapesti Gazdasági Főiskola
- Gáspár, A. (2011b): Klub-konvergencia mérése. modellezése és vizsgálata a világ országaiban. Szakdolgozat. Budapesti Corvinus Egyetem.

- Gáspár, A. (2012): Convergence Analysis: a New Approach. In: Farkas, B. – Mező, J. (szerk.): Crisis Aftermath: Economic policy changes in the EU and its Member States. Conference Proceedings. University of Szeged. 382–390.
- Gerschenkron, A. (1952): Economic Backwardness in Historical Perspective. In: Hosilitz. B. F. (szerk.): The Progress of Underdeveloped Areas. Chicago University Press, Chicago
- Greene, W. H. (2003): Econometric Analysis. Prentice Hall, New Jersey.
- Grigorian, D. A. – Martinez. A. (2000): Industrial Growth and Quality of Institutions: What Do (Transition) Economies Have to Gain From the Rule Of Law? World Bank Working Paper 2475. Private and Financial Sector Development Unit, Europe and Central Asia Region. World Bank, Washington. D.C.
- Goo, Y – Park, H. (2007): Economic Growth and Convergence with International Differences in Technology. Journal of Macroeconomics, Elsevier. 29. évfolyam. 145–168.
- Hall, J. C. – Sobel, R. S. – Crowley, G. R. (2010): Institutions, Capital, and Growth. Southern Economic Journal. Southern Economic Association. 77. évfolyam. 2. szám. 385–405.
- Hamilton, J. D. (1999): Time Series Analysis. Princeton University Press, New Jersey.
- Hansen, B. E. (1992): Consistent Covariance Matrix Estimation for Dependent Heterogeneous Processes. Econometrica. Econometric Society. 60. évfolyam. 967–972.
- Harrod, R. F. (1939): An Essay in Dynamic Theory. The Economic Journal. Wiley-Blackwell for the Royal Economic Society. 49. évfolyam. 14–33.
- Hausman, R. – Pritchett, L. – Rodrik, D. (2005): Growth Accelerations. Journal of Economic Growth. Springer. 10. évfolyam. 4. szám. 303–329.
- Hobijn, B. – Franses, P. H. (2000): Asymptotically Perfect and Relative Convergence of Productivity. Journal of Applied Econometrics. John Wiley & Sons. 15. évfolyam. 59–81.
- Hodgson, G. M. (2006): What are Institutions? Journal of Economic Issues. M.E. Sharpe, Inc. 15. évfolyam. 1. szám. 1–25.

- Hodrick, R. – Prescott, E. C. (1997): Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*. Blackwell Publishing. 29. évfolyam. 1. szám. 1–16.
- Hunyadi, L. (2005): Statisztikai következtetéselmélet közgazdászoknak. Központi Statisztikai Hivatal, Budapest.
- Inada, Ken-Ichi (1963): On a Two-Sector Model of Economic Growth: Comments and a Generalization. *The Review of Economic Studies*. Oxford University Press. 30. évfolyam. 2. szám. 119–127.
- International Monetary Fund (2015a): World Economic Outlook Database. April 2015: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/01/weodata/index.aspx> (letöltés dátuma: 2015. 09. 06.).
- International Monetary Fund (2015b): Global Implications of Lower Oil Prices. Staff Discussion Note. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2015/sdn1515.pdf> (letöltés dátuma: 2015. 09. 13.).
- Islam, N. (1995): Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*. MIT Press. 110. évfolyam. 4. szám. 1127–1170.
- Jones, C. I. (1995): R&D-Based Models of Economic Growth. *Journal of Political Economy*. University of Chicago Press. 103. évfolyam. 759–784.
- Jones, C. I. – Romer, P. M. (2010): The New Kaldor Facts: Ideas, Institutions, Population, and Human Capital. *American Economic Journal: Macroeconomics*. American Economic Association. 2. évfolyam. 1. szám. 224–45.
- Káldor, N. (1963): Capital Accumulation and Economic Growth. In: Friedrich, A. – Douglas, C. (szerk.): *Proceedings of the Conference held by International Economic Association*. McMillan, London.
- Kovács, E. (2006): Pénzügyi adatok statisztikai elemzése. Budapesti Corvinus Egyetem, Budapest.
- Kehl, D. (2012): Monte-Carlo-módszerek a statisztikában. *Statisztikai Szemle*. Központi Statisztikai Hivatal. 90. évfolyam. 6. szám. 522–543.
- Kim, Tai-Yoo – Heshmati, A. (2014): *Economic Growth: the New Perspectives for Theory and Policy*. Springer Berlin Heidelberg, Berlin.

- King, R. G. – Rebelo, S. T. (1988): Business Cycles with Endogenous Growth. University of Rochester, Rochester. Unpublished.
- Kremer, M. (1993): Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990. *The Quarterly Journal of Economics*. MIT Press. 108. évfolyam. 3. szám. 681–716.
- Krugman, P. – Venables, A. (1990): Integration and the Competitiveness of Peripheral Industry. CEPR Discussion Papers 363. szám. Centre for Economic Policy Research.
- Krugman, P. – Venables, A. (1995): Globalization and the Inequality of Nations. National Bureau of Economic Research Working Paper 5098. szám. National Bureau of Economic Research.
- Kuhilo, K. C. (1962): A termelési tényezők hatékonyságának kvantitatív elemzése. In: Szakolczai (1967): 76–84.
- Kutan, A. M. – Yigit, T. M. (2007): European Integration, Productivity Growth and Real Convergence. *European Economic Review*. Elsevier. 51. évfolyam. 1370–1395.
- Kuznets, S. (1930): *Secular Movements in Production and Prices*. Houghton Mifflin Co. Boston, New York.
- Kuznets, S. (1955): Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*. American Economic Association. 45. évfolyam. 1. szám. 1–28.
- Kumo, Wolassa L. (2011): Growth and Macroeconomic convergence in Southern Africa. Working Paper. 130. szám. African Development Bank Group.
- Kyle, A. S. (1984): Market Structure, Information, Futures Markets, and Price Formation. In: Story, G. – Schmitz, A. – Sarris, A. (szerk.): *International Agricultural Trade: Advanced Readings in Price Formation, Market Structure, and Price Instability*. Westview Press. Boulder. 45–64.
- Levine, R. (1991): Stock Market, Growth, and Tax Policy. *The Journal of Finance*. Wiley-Blackwell. 46. évfolyam. 1445–1465.
- Levine, R. – Renelt, D. (1992): A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *American Economic Review*. American Economic Association. 82. évfolyam. 4. szám. 942–63.

- Ligeti, Zs. (2002): Gazdasági növekedés és felzárkózás. Doktori értekezés. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem, Budapest.
- Lipsey, R. G. – Carlaw, K. I. – Bekar, C. T. (2006): Economic Transformations. General Purpose Technologies and Long-Term Economic Growth. Oxford University Press, Oxford.
- Lucas, R. (1988): On the Mechanics of Economic Development. Journal of Monetary Economics. Elsevier. 22. évfolyam. 3–42.
- Lucas, R. (1990): Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries. American Economic Review. American Economic Association. 80. évfolyam. 92–96.
- Lundahl, M. – Ndulu, B. J. (1996): New Directions in Development Economics: Growth, Environmental Concerns and Government in the 1990s. Routledge Studies in Development Economics. Taylor and Francis Group, Abingdon.
- Maddala, G. S. – Kim, In-Moo (1999): Unit roots, Cointegration and Structural Change. Cambridge University Press, Cambridge.
- Maddison adatbázis (2014): <http://www.ggdc.net/maddison/maddison-project/abstract.htm?id=4> (letöltés dátuma: 2014. 09. 02.).
- Major, K. (2001): A nemzetközi jövedelemegyenlőtlenség dinamikája. Doktori Értekezés. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem, Budapest.
- Malthus, T. R. (1992): An Essay on the Principle of Population (first edition 1798). Cambridge University Press, Cambridge.
- Mankiw, G. N. – Romer, D. – Weil, N. D. (1990): A Contribution to the Empirics of Economic Growth. National Bureau of Economic Research Working Paper. National Bureau of Economic Research.
- Mankiw, N. G. – Romer, D. – Weil, N. D. (1992): A Contribution to the Empirics of Economic Growth. The Quarterly Journal of Economics. MIT Press. 107. évfolyam. 2. szám. 407–437.
- Mankiw, N. G. (2003): Makroökonómia. Osiris Kiadó, Budapest.
- Martin, R. (1998): Regional Policy in the European Union – Economic Foundations and Reality. Centre for European Policy Studies, Brussels.

- Martin, Jean-Michel – Robert, C. (2007): *Bayesian Core: A Practical Approach to Computational Bayesian Statistics*. Springer Texts in Statistics, New York.
- Mathunjwa, J. S. – Temple, J. R. W. (2006): *Convergence Behaviour in Exogenous Growth Models*. Discussion Paper. 06/590. szám. Department of Economics. University of Bristol, Bristol.
- Matthews, R. C. O. (1986): *The Economics of Institutions and the Sources of Growth*. Economic Journal. Wiley-Blackwell for the Royal Economic Society. 96. évfolyam. 903–918.
- Mellár, T. (2001): Mikor éri el a Magyar gazdaság fejlettsége az Európai Unió átlagát? *Közgazdasági Szemle*. *Közgazdasági Szemle Alapítvány*. 18. évfolyam. 995–1008.
- Meyer, D. (1995): Az új növekedésmélelet. *Közgazdasági szemle*. *Közgazdasági Szemle Alapítvány*. 17. évfolyam. 4. szám. 387–398. Budapest.
- Milanovic, B. (2002): *Worlds Apart: Inter-National and World Inequality 1950-2000*. World Bank, Washington.
- Murphy, K. M. – Shleifer, A. – Vishny, R. W. (1993): Why Is Rent-Seeking So Costly to Growth? *American Economic Review*. American Economic Association. 83. évfolyam. 409–414.
- Nemeskéri, Zs. (2003): A régiók fejlődése és konvergenciája Kínában. PTE-TTK-FEEFI, Pécs.
- Nerlove, M. (1999): Properties of Alternative Estimators of Dynamic Panel Models: An Empirical Analysis of Cross-Country Data for the Study of Economic Growth. In: *Analysis of Panels and Limited Dependent Variable Models*. In Honour of G. S. Maddala. Cambridge University Press, Cambridge.
- Nerlove, M. (2000): Growth Rate Convergence, Fact or Artifact? An Essay on Panel Data Econometrics. In: *Panel Data Econometrics: Future Directions*. Papers in Honour of Professor Pietro Balestra. E. Ronchetti. ed.. Amsterdam, North-Holland.
- North, D. C. (1990). *Institutions. Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Norušis, M. J. (2011): *IBM SPSS Statistics 19 Statistical Procedures Companion*. Inc. SPSS, Chicago.

- Obstfeld, M. (1994): Risk-taking, Global Diversification, and Growth. *American Economic Review*. American Economic Association. 84. évfolyam. 1310–1329.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2008): *Handbook on Constructing Composite Indicators. Methodology and User guide*. Organisation for Economic Co-operation and Development, Paris.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2010):
[http://www.oecd.org/document/58/0.3343.en_2649_201185_1889402_1_1_1_1.00.h](http://www.oecd.org/document/58/0,3343,en_2649_201185_1889402_1_1_1_1,00.html)
[tml](http://www.oecd.org/document/58/0.3343.en_2649_201185_1889402_1_1_1_1,00.html) (letöltés dátuma: 2010. 07. 13.)
[http://www.oecd.org/document/55/0.3343.en_2649_34447_35832055_1_1_1_1.00.h](http://www.oecd.org/document/55/0.3343.en_2649_34447_35832055_1_1_1_1,00.html)
[tml](http://www.oecd.org/document/55/0.3343.en_2649_34447_35832055_1_1_1_1,00.html) (letöltés dátuma: 2010. 07. 13.)
<http://www.oecd.org/dataoecd/62/48/41655745.pdf> (letöltés dátuma: 2010. 07. 13.).
- Pang-Ning Tan – Steinbach, M. – Kumar, V. (2006): *Introduction to Data Mining*. University of Minnesota, Minneapolis.
- Penn World Table v8.1 (2015):
<http://www.rug.nl/research/ggdc/data/pwt/pwt-8.1> (letöltés dátuma: 2015. 08. 02.).
- Plosser, I. C. (1992): The Search of Growth. In: *Policies for Long-Run Economic Growth (Symposium Summary)*. The Federal Reserve Bank of Kansas City. 57–86.
- Polimeni, J. M. – Iorgulescu Polimeni, R. – Trees, W. S. (2007): Extending the Augmented Solow Growth Model to Explain Transitional Economies. *Romanian Journal of Economic Forecasting*. Institute for Economic Forecasting. 1. szám. 65–76.
- Pritchett, L. (1996): Forget Convergence: Divergence Past, Present, and Future. *Finance and Development*. 33. évfolyam. 40–43.
- Pritchett, L. (1997): Divergence, Big Time. *Journal of Economic Perspectives*. American Economic Association. 11. évfolyam. 3–17.
- Pritchett, L. (2000): *Understanding Patterns of Economic Growth: Searching for Hills Amongst Plateaus, Mountains, and Plains*. World Bank Economic Review. Oxford University Press. 221–250
- Próchniak, M. – Witkowski, B. (2014): Alternative Weighting Schemes in Spatial Analysis of GDP per Capita Convergence. *Quantitative Methods in Economics*. Wydawnictwo. 15. évfolyam. 2. szám. 198–208.

- Quah, D. (1993): Galton's Fallacy and Test of the Convergence Hypothesis. *Scandinavian Journal of Economics*. Wiley-Blackwell. 95. évfolyam. 4. szám. 427–443.
- Quah, D. (1996a): Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *Economic Journal*. Wiley-Blackwell for the Royal Economic Society. 106. évfolyam. 437. szám. 1045–1055.
- Quah, D. (1996b): Empirics for Economic Growth and Convergence. *European Economic Review*. Elsevier. 40. évfolyam. 6. szám. 1353–1375.
- Ramsey, F. P. (1928): A Mathematical Theory of Saving. *Economic Journal*. Wiley-Blackwell for the Royal Economic Society. 38. évfolyam. 152. szám. 543–559.
- Reiss, J. P. (2000): On the Convergence Speed in Growth Models. FEMM Working Paper 22/2000. szám. Otto-von-Guericke University Magdeburg, Faculty of Economics and Management.
- Romer, P. M. (1986): Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy*. University of Chicago Press. 94. évfolyam. 1002–1037.
- Romer, P. M. (1990): Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy*. University of Chicago Press. 98. évfolyam. 5. szám. S71–S102.
- Romer, D. (2006): *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, New York.
- Rousseeuw, P. J. (1987): Silhouettes: a Graphical Aid to the Interpretation and Validation of Cluster Analysis. *Computational and Applied Mathematics*. Elsevier. 20. évfolyam. 53–65.
- R-programkód: Klaszteranalízis: <http://www.statmethods.net/advstats/cluster.html> (letöltés dátuma: 2011. 11. 05.).
- R-programkód: OLS: <http://www.cyclismo.org/tutorial/R/linearLeastSquares.html> (letöltés dátuma: 2011. 11. 05.).
- Sabillon, C. (2008): *On The Causes of Economic Growth – Lessons from History*. Algora Publishing, Baltimore.
- Saglam, B. B. – Yetkiner, H. (2014): A Romerian Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Journal of Policy Modeling*. Elsevier. 36. évfolyam. 257–272.

- Sala-i-Martin, X. (1996a): Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence. *European Economic Review*. Elsevier. 40. évfolyam. 1325–1352.
- Sala-i-Martin, X. (1996b): The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*. Wiley-Blackwell for the Royal Economic Society. 1019–1036.
- SESRIC (2013): Economic Growth and Convergence across the OIC Countries: An Econometric Framework. OIC Outlook Series. SESRIC, Turkey.
- Schmookler, J. (1966): *Invention and Economic Growth*. Harvard University Press, Cambridge.
- Sheshinski, E. (1967): Optimal Accumulation with Learning by Doing. In: Shell, K. (szerk.): *Essays on the Theory of Optimal Economic Growth*. 31–52. MIT Press, Cambridge.
- Solow, R. M. (1956): A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*. MIT Press. 65–94.
- Sorensen, P. B. – Whitta, H. J. – Jacobsen (2005): *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth and Business Cycles*. University of Copenhagen, Copenhagen.
- Spence, M. (1976): Product Selection, Fixed Costs, and Monopolistic Competition. *Review of Economic Studies*. Oxford University Press. 43. évfolyam. 217–235.
- Stokey, N. L. – Rebello, S. (1995): Growth Effects of Flat-rate Taxes. *Journal of Political Economy*. University of Chicago Press. 103. évfolyam. 519–550.
- Szakolczai, Gy. (szerk.) (1967): *A gazdasági növekedés feltételei*. KJK, Budapest.
- Szőrfi, B. (2004): *Gazdasági növekedés és felzárkózás: elméletek és tanulságok*. Kopint-Datorg Műhelytanulmányok. Kopint-Datorg. Budapest.
- UNCTAD (2015): <http://unctadstat.unctad.org/> (letöltés dátuma: 2015. 09. 04.)
- United Nations (2010): http://www.un.org/esa/policy/devplan/profile/ldc_list.pdf (letöltés dátuma: 2010. 07. 13.).
- Tabellini, G. (2010): Culture and Institutions: Economic Development in the Regions of Europe. *Journal of the European Economic Association*. European Economic Association. 8. évfolyam. 4. szám. 677–716.

- Tebaldi, E. – Elmslie, B. (2008): Institutions, Innovation and Economic Growth. *Journal of Economic Development*. Chung-Ang University, Department of Economics. 33. évfolyam. 2. szám. 27–53.
- Tebaldi, E. – Mohan, R. (2008): Institutions-Augmented Solow Model and Club Convergence. MPRA Paper 10386. szám. University Library of Munich.
- Tinbergen, J. (1961): Do Communist and Free Economies Show a Converging Pattern. *Soviet Studies*. Taylor & Francis Online. 12. évfolyam. 4. szám. 333–341.
- Uzawa, H. (1961): Neutral Inventions and the Stability of Growth Equilibrium. *Review of Economic Studies*. Oxford University Press. 28. évfolyam. 117–124.
- Valentinyi, Á. (1995): Endogén növekedésmélet. *Közgazdasági Szemle*. *Közgazdasági Szemle Alapítvány*. 17. évfolyam. 6. szám. 582–594.
- Varian, H. R. (1992): *Microeconomic Analysis*, Third Edition. W. W. Norton & Company, New York City.
- Világbank (2015): <http://databank.worldbank.org/data/home.aspx> (letöltés dátuma: 2015. 09. 15.).
- Walters, A. A. (1963): A Note on Economies of Scale. *The Review of Economics and Statistics*. MIT Press. 45. évfolyam. 425–427. In: Szakolczai (1967): 200–206.
- Weber, M. (1930): *The Protestant Ethic and the Spirit of Capitalism*. Trans.: Talcott Parsons, Anthony Giddens. Routledge, Abingdon on Thames.
- Weil, D. N. (2012): *Economic growth* (3rd ed.). Addison-Wesley Longman, New York.
- Wooldridge, J. M. (2001): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge.