

A konvergencia területisége és lokális szintű mérése: elméleti áttekintés

Spatial convergence and its local measurement: a theoretical overview

Kotosz Balázs A tanulmányban a lokális konvergencia mérésének elméleti áttekintésére vállalkoztunk. Az első részben Szegedi Tudományegyetem a konvergencia különböző elméleti megközelítéseit E-mail: kotosz@eco.u-szeged.hu (abszolút, feltételes, klubkonvergencia), valamint a globális és a lokális szemlélet eltérését tisztázzuk. A második részben a konvergencia négyféle globális mérési lehetőségére fókuszáltunk, így az eloszláson alapuló módszerekre, a β -konvergenciára, a sztochasztikus időszerelemzésre és a klubkonvergenciára. A globális mutatókról megállapítottuk, hogy nagyrészt tértőlküliek, így torzított becslést adhatnak a konvergenciafolyamat paramétereire. A harmadik fejezetben két valóban lokális mérési módszert mutatunk be, egyrészt a területi autoregresszív lokális becslés (SALE) módszerét, másrészt egy Bourdin által javasolt egyszerű mutatót. Amíg az előbbi technikailag bonyolult, az utóbbi következtető statisztikai tulajdonságairól pedig keveset tudunk.

Kulcsszavak:
konvergencia,
lokális statisztika,
területi regresszió,
térökonometria

The main aim of the paper is to show a theoretical overview of the possibilities of local convergence measurement. In the first part, we summarized different approaches of convergence (absolute, conditional and club convergence) and also defined the difference between global and local indicators. We focused on global measurement of convergence throughout the second part, by an overview of distribution-based methods, the β -convergence, stochastic time series based approaches and club convergence. We concluded that most of the global approaches are a-spatial, so estimations of the convergence process are biased, but transformation methods from a-spatial to spatial models have also been discovered. The third part of the paper is devoted to local measures of convergence with two main directions, the Spatial Autoregressive Local Estimation (SALE), and a simple indicator suggested recently by Bourdin. While the SALE indicators are quite complicated to compute and make inferences about, the new measure is an easy-to-use descriptive tool, but its inference profile is not known yet.

Keywords: convergence, local statistics, spatial regression, spatial econometrics

Beküldve: 2016. január 27.

Elfogadva: 2016. március 10.

Bevezetés

Egyes országok vagy régiók gazdasági teljesítményének vagy jólétének közeledése – bár jelen volt Adam Smith, David Ricardo munkásságában, és kiemelten tárgyalta Thomas Malthus, korát megelőző eszközökkel Frank Ramsey vagy Joseph Schumpeter – Robert Solow (1956) gazdasági növekedési modelljének megjelenése óta értékelődött fel a szakirodalomban. Az 1980-as évek második felében, Robert Barro és Xavier Sala-i-Martin munkássága állította előtérbe a konvergencia fogalmát. Széles körű elméleti és empirikus kutatás (Barro–Sala-i-Martin 1991 és 1992) után megjelent Economic Growth című könyvük (Barro–Sala-i-Martin 1995) újabb hullámot indított el a konvergencia kutatásában. Ekkorra a gazdaságstatisztika és az informatika mellett az ökonometria eszköztára is olyan szintre fejlődött, hogy a konvergenciához köthető technikák (például kointegráció) kezelhetővé váltak, ami új távlatokat nyitott a kutatásoknak. Úttörő hazai munka a közgazdasági háttér tisztázásában Lengyel (1993) tanulmánya.

A lokális konvergencia úgy fogható meg, hogy a konvergencia sebessége a térben közeli helyeken hasonlóan alakul (Ertur et al. 2007), vagy másképpen fogalmazva olyan területi klasztereket keresünk, ahol a konvergencia – típusának megfelelő – paraméterei hasonlóak, ezzel igazolva a regionális konvergencia területi jellegét (azaz a felzárkózás egyik motorja lehet a környező területi egységek felzárkózása, avagy a leszakadásban a környezet visszahúzó ereje is meghatározó lehet). Ennek során minden területi egységhez hozzá kell rendelni egy konvergencia-mérőszámot.

A tanulmányban a regionális gazdaságtan szerint értelmezett konvergencia mérésén belül a lokális mutatók helyével és szerepével foglalkozunk. Az első fejezetben áttekintjük a konvergencia fogalmát és tipizálását, jelezve ezzel, hogy nemcsak a széles értelemezett közgazdaságtanban vagy a gazdaságpolitikában, de a regionális gazdaságtanban is sokszínű értelmezése van a fogalomnak, tisztázzuk továbbá a számunkra releváns megközelítéseket. A globális és a lokális mutatók logikáját is itt választjuk szét. A második fejezetben a konvergencia szokásos mérési lehetőségeit tekintjük át, a lehetséges mutatók és módszerek *koncepciójából* kiindulva, először a területiség modellbe emelésének eszközeit, majd a lokális mérés mutatóit és módszereit helyezzük a középpontba. A harmadik fejezetben a lokális mutatókat tekintjük át, egyrészt a β -konvergencia lokális becslésének lehetőségeit, annak technikai levezetése nélkül, illetve egy 2013-ban publikált új mutatót, amelynek *rövid, összefoglaló* értékelését (ismert tulajdonságok, előnyök és hátrányok) is elvégezzük. A lokális konvergencia mutatóinak mélyebb, ökonometriai tulajdonságait terjedelmi okok miatt itt nem mutatjuk be, azok egy későbbi tanulmány részét képezhetik.

A konvergencia típusai

A területi különbségek mérési lehetőségeinek birtokában (statikus szemlélet) a különbségek nagyságának változása (dinamikus szemlélet) gyakorta foglalkoztatja a kutatókat, elemzőket. A területi egyenlőtlenségek növekedése vagy csökkenése sokféleképpen megragadható, maga a szóhasználat sem egységes. A továbbiakban az egyenlőtlenségek csökkenését a konvergencia, az egyenlőtlenségek növekedését a divergencia fogalmakkal fejezzük ki. A szakirodalomban sokszor találkozhatunk a felzárkózás, a kiegyenlítődség, illetve a differenciálódás kifejezésekkel is, amelyeket speciális jelentéstartalmuk¹ miatt inkább elkerülünk. A divergencia szinonimájaként szokás a polarizáció, tagolódás, nivelláció szavakat is használni, azonban ezek a divergencia néhány

¹ A kiegyenlítődség azt sugallja, hogy a vizsgált időszak végére megszűntek az egyenlőtlenségek, noha ennek bekövetkezése korántsem biztos. A differencia szónak az idő figyelembevételkor sajátos szerepe van, így a fogalmi zűrzavar elkerülése érdekében ezt is mellőzzük. A felzárkózás pedig egyértelműen azt sugallja, hogy a magasabb érték jobb, ez jólét esetén igaz, de vannak olyan mutatószámok, amelyek magasabb értékkel a társadalom számára kedvezőtlenebb értéket jelentik meg. Ráadásul a β - és a σ -konvergencia eltérő eredményei abból is fakadhatnak, hogy legfejlettebb országok fejlettsége csökken, és a kiinduló legmagasabb értéknél alacsonyabb szint felé konvergálnak. (Barro–Sala-i-Martin 2004).

esetét jelentik meg, a polarizáció a szélsőértékek távolodásához, a tagolódás pedig inkább a későbbiekben tárgyalt klubkonvergencia fogalmához áll közel. A folyamatok jellege megközelítéstől és mérési módszertől függően ellentétes képet is mutathat. Young et al. (2008) elemzése az Egyesült Államokra, míg Monfort (2008) az Európai Unióra jól mutatja empirikusan azt az elméletileg is bizonyítható állítást (Barro–Sala-i-Martin 2004, 463. old.), mely szerint a leggyakrabban alkalmazott két módszer (σ - és β -konvergencia) teljesen eltérő eredményre vezethet. A matematikai-statisztikai becslést igénylő módszerek a becslési eljárásokra is érzékenyek lehetnek, a paraméterek becsléséhez gyakran bonyolult, többlépcsős eljárások szükségesek.

A konvergencia fogalmát többféle elméleti koncepció mentén tárgyalhatjuk, amelyek elsősorban a kiinduló feltételek és a befolyásoló változók figyelembevételében különböznek. A leggyakrabban használatos három kategória:

- 1) *Abszolút konvergencia*, ha a kevésbé fejlett területi egységek a fejlettekhez tartanak, minden egyéb tényezőtől függetlenül. A gazdasági növekedés elméleteinek szempontjából ez azt jelenti, hogy az egyes területi egységek azonos egyensúlyi állapothoz tartanak. Mérési szempontból a legegyszerűbb, mivel kontrollváltozókat nem igényel (például β -konvergencia esetén az egyenlet magyarázóváltozóként csak a kiinduló értéket tartalmazza).
- 2) *Feltételes konvergencia* esetén a konvergencia csak akkor mutatható ki, ha az egyensúlyi állapotot meghatározó kontrollváltozókat bevonjuk a vizsgálatba, vagyis az egyes területi egységek közötti eltérések állandóak is lehetnek. Ez a megközelítés a közgazdasági elméletek ökonometriai eszközökkel való igazolásához áll a legközelebb, területi elemzésekben a kontrollváltozók közötti összefüggések miatt nehezebben használható (például β -konvergencia esetén az egyenlet magyarázóváltozóként a kiinduló érték mellett kontrollváltozókat is tartalmaz).
- 3) A *klubkonvergencia* fogalmát Baumol (1986) munkája nyomán kezdték el használni, és azt jelenti, hogy az egyes területi egységek csoport- vagy klubspecifikus egyensúlyi állapotukhoz tartanak, például az Európai Unió régiói az EU-átlaghoz konvergálnak, míg más régiók más átlaghoz, ha egyáltalán konvergálnak. A területi egységek egyes csoportjaira vonatkozó kezdeti feltételek határozzák meg a konvergenciafolyamatokat, szemben a feltételes konvergenciával, ahol a közgazdasági modell időben nem állandó változói eredményezhetik a konvergenciát. (Például β -konvergencia esetén az egyenlet magyarázóváltozóként a kiinduló érték mellett a régiócsoportokat a kezdő időpontban elkülönítő változókat is tartalmaz.) A klubkonvergencia a lokális elemzésekből kirajzolódó konvergencia klaszterektől vagy kluboktól eltérő fogalom, utóbbiak a konvergenciafolyamat hasonlóságán alapulnak, nem kezdeti feltételekhez kötődnek.

A konvergencia mérését több területi szemléletben is elvégezhetjük. Ennek megfelelően megkülönböztetünk globális és lokális mutatókat, illetve módszereket.

A globális mutatók esetén a mérés során a területi egységek konvergenciájára egyetlen mutatószámot számítunk ki, ami legalább a konvergencia/divergencia tényét

jelzi, de sok esetben a sebességét is. A globális mutató azt írja le, hogy *összességében* megfigyelhető-e konvergencia. A területiséget nem veszi figyelembe, az a modellbe csak kontrollváltozóként építhető be, ami jellemzően csak az abszolút földrajzi helyzettel számol (például földrajzi koordináták, Sala-i-Martin 1997).

A lokális mutatók a tér minden egyes területi egységéhez hozzárendelnek egy értéket, így a területi összefüggések feltérképezhetők, a globális konvergenciához való hozzájárulás mérhető, *ex post* konvergenciaklubok is feltárhatók. Logikájukban a területi súlyozású regresszióhoz² hasonlíthatunk, de – egy szokásos félreértést eloszlatva – nem amiatt, hogy súlyozást használunk bennük, hanem azért, hogy a tér egyes pontjaiban más-más konvergenciaparamétereket eredményeznek.³ Több olyan egyszerű mutatóra is találunk javaslatot a legfrissebb szakirodalomban, amelyek – leíró szinten – a területi súlyozású regresszió problémáit nem vetik fel, de egyes tulajdonságaik még feltáratlanok.

1. táblázat

A globális és a lokális statisztikák közötti különbségek

Differences between global and local statistics

Globális	Lokális
A teljes régióra összegzi az adatokat	A globális statisztika helyi dezaggregálása
Egy számadatot ad	Sok számadatot ad
Nem térképezhető	Térképezhető
Nem GIS ^a -barát	GIS-barát
Nem vagy csak részben területi	Területi
A térbeli hasonlóságokat hangsúlyozza	A térbeli különbségeket hangsúlyozza
Szabályosságokat és törvényeket keres	Kivételeket és hot-spotokat keres
Példa: klasszikus regresszió	Példa: területi súlyozású regresszió

a) Geographical Information System = földrajzi információs rendszer. A GIS-barát jelleg arra utal, hogy az elemzés eredményei térinformatikai rendszerekkel kezelhetők, megjeleníthetők. A globális konvergencia mutatói a vizsgált területen egységesek, így térképi ábrázolásuk értelmetlen.

Forrás: Fotheringham et al. (2002) alapján saját szerkesztés.

A globális és a lokális mutatók eltérő szemléletét (1. táblázat) jól összefoglalja Fotheringham és szerzőtársai (2002) munkája. A globális statisztikák egyedüli ismerete vagy használata, a lokális statisztikáktól való eltekintés azzal a téves képzetrel járhat együtt, hogy egy terület egésze egyetlen globális értékkel jellemezhető, eltekintve

² Az angol *Geographically Weighted Regression* kifejezést magyarul gyakrabban földrajzilag súlyozott regresszióknak, ritkábban területi súlyozású regresszióknak nevezik. A módszer újítása, az angolul *Spatial Weight Matrix*-nak nevezett mátrix azonban egységesen területi súlymátrix, ezért az egységes elnevezés érdekében a területi súlyozású regresszió használatát tartjuk célszerűnek.

³ A területi súlyozású regresszió nem eltérő fontosságot ad egyes megfigyeléseknek a súlyozás révén, hanem eltérő paramétereket a tér egyes pontjain.

azoktól a területi egységek közötti különbségektől, amelyek nagyon lényegesek lehetnek és érdemi magyarázó erővel rendelkezhetnek.

A konvergencia globális mérése

Ebben a fejezetben először az eloszláson alapuló konvergenciát mutatjuk be, amelyet leggyakrabban valamilyen szóródást jellemző paraméter alakulásával írunk le, ezért gyakran σ -konvergenciaként is említik. Ezt követi a β -konvergencia, aminek alapötlete az, hogy a fejletlenebb terület gyorsan fejlődik, így kezdeti állapotot és állapotváltozást hasonlít össze. A sztochasztikus idősorelemzésen alapuló módszereket csak röviden említjük, mert a módszerek idősoros jellege miatt területiséget és így lokális mérést hatékonyan nem lehet belevinni. Az ω -konvergencia klubkonvergencia-mérésre szolgál, ami alapvetően nem egyeztethető össze a lokális méréssel, hiszen a globális kluboknak lokális analógiája nincs, így ennek koncepcióját és alapvető mutatószámát csak a teljesség érdekében közöljük.

Eloszláson alapuló módszerek

Az eloszláson alapuló módszereket két csoportra oszthatjuk, megkülönböztetve paraméteres és nem paraméteres technikákat. A szakirodalom nem egységes a szóhasználatban, egyes források a σ -konvergencia alatt paraméteres technikákat, eloszláson alapuló módszereken pedig nem paraméteres technikákat értenek, máshol az utóbbi ernyőkategóriaként szerepel, de előfordul olyan tanulmány is, ahol kizárólag a paraméteres technikákra használják az eloszláson alapuló módszereket. Mi az ernyőkategória megközelítést tartjuk helyesnek, azon belül annak szellemében történő megkülönböztetéssel, hogy a szórás csak egy paramétere az eloszlásnak (Kotosz–Ferenci 2010).

A σ -konvergencia alatt valamilyen jól viselkedő (nem negatív, monoton) egyenlőtlenségi mutató csökkenését értjük. Elnevezése utal arra, hogy sok esetben csak a szórás, esetleg a relatív szórás csökkenését értik alatta, azaz konvergenciáról akkor beszélünk, ha

$$\sigma_{y,t}^2 - \sigma_{y,t+T}^2 > 0,$$

ahol y a vizsgált jellemző, σ a szórás; t és $t+T$ a t -edik és a $t+T$ -edik időpontra utal.

A mérés történhet két időpont összehasonlításával (ilyenkor a tesztelés nehézkes), vagy hosszabb időszak rendszeres megfigyelése esetén determinisztikus, illetve – az idősorok jellegének megfelelő⁴ – sztochasztikus trendszámítással. Amennyiben trend-

⁴ Más módszerek és modellek használhatók stacionárius, trendstacionárius vagy különböző okból nem stacionárius változók esetén.

számítást végeztünk, a csökkenő trend utal a σ -konvergencia fennállására. A konvergencia vagy divergencia szignifikáns jellegét a modellnek megfelelő idősoros teszt alapján tudjuk megállapítani.

A legegyszerűbb determinisztikus modellek a szórásra, illetve a relatív szórásra (V) az alábbiak szerint írhatók fel:

$$\sigma_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \varepsilon_t \quad V_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot t + \varepsilon_t$$

Fontos megemlíteni, hogy a módszer érzékeny az egyenlőtlenségi mutató megválasztására, a szórás helyett gyakran annak logaritmusát, vagy az adatok logaritmusából számított szórást használják, de más egyenlőtlenségi mutatókra is számos példát találunk (például Theil-index, Herfindahl-index, Gini-index). Fajlagos mutatók (például az egy főre jutó jövedelem) esetén a szórást súlyozottan kell számítani, mivel a fajlagos mutatók összege nem értelmes. Gyakori, hogy a szórás divergenciát, a relatív szórás konvergenciát mutat, s bár első pillantásra ez ellentmondásosnak tűnik, valójában nem az, hiszen a relatív különbségek csökkenése járhat az abszolút különbségek növekedésével (a nagyon kis bázisértékről való relatíve nagy növekedés abszolút mértékben kicsi). Különböző egyenlőtlenségi mutatók eltérő viselkedésére Gächter–Theurl (2011) munkája szolgáltat jó példát.

A technikák másik csoportját az *eloszlások sűrűségfüggvényének* (empirikusan a gyakorisági eloszlásoknak) *összehasonlítása* jelenti. Ezek a módszerek alaphelyzetben nem a konvergencia mérésére készültek, ezért vagy időben hasonlítanak össze eloszlásokat (és így a térbeliség csak úgy jelenik meg, hogy térbeli eloszlást vizsgálnak, tehát globális mutatót adnak), vagy térben hasonlítanak össze (és így az időbeli összehasonlítás hiányzik, ami a konvergencia lényege lenne). Islam (2003) az unimodális eloszlás bimodálissá⁵ válását hozza példaként, amit konvergenciaklubok kialakulásaként értelmez.

A lokális konvergencia szempontjából érdekes megoldásokat a térbeli Markov-lánccok területén kell keresnünk (Rey 2001, 2004, Ertur–Koch 2006). Anselin (1995) vezette be a területi asszociáció lokális indikátorait, amelyek a területi klasztereket és a „hot spotokat” hivatottak felderíteni. Ezek közül a lokális Moran-index⁶ alkalmas Markov-lánc elemzésre. A 2. táblázat mutatja a LISA-klasszifikációt, amely a Moran-féle szórásdiagram információit tömöríti két-két kategóriába.

⁵ Ennek Quah (1996) kissé populáris felhangot adott a „Twin Peaks” elnevezéssel, amit azzal indokolt, hogy kevesebb szótagból áll.

⁶ Magyarul a mutatóról Tóth (2003) cikke ad áttekintést és szemléletes alkalmazást.

2. táblázat

LISA-klasszifikáció

LISA classification

Osztály	Sajátérték	Szomszédok értéke
HH	Átlag feletti	Átlag feletti
HL	Átlag feletti	Átlag alatti
LH	Átlag alatti	Átlag feletti
LL	Átlag alatti	Átlag alatti

Forrás: Anselin (1995) alapján saját szerkesztés.

Két időszak összehasonlításakor a lehetséges kiinduló és végállapotok tekintetében $4 \cdot 4 = 16$ átmenet lehetséges (négyfajta osztályból négyfajta osztályba lehet kerülni, 3. táblázat). Ezek közül négyben nem történt változás sem a vizsgált területi egység, sem a szomszédjainak helyzetében (0), négy esetben csak a vizsgált területi egység helyzete változott (I), négy esetben csak a szomszédos területi egységek helyzete változott (II), míg négy esetben mind a vizsgált területi egység, mind szomszédjai helyzete megváltozott (III). A III-as kategóriában két esetben azonos, két esetben ellentétes irányú a változás.

A 3. táblázatban bemutatott területi átmenetek mátrixában szereplő gyakoriságok alapján különböző stabilitási indikátorokat lehet definiálni, illetve az átmeneti valószínűségeik kiszámításával elkészíthető a 4. táblázatban bemutatott területi Markov-mátrix. A mátrix kettőnél több kategóriára is általánosítható.

3. táblázat

A területi átmenetek mátrixa

Spatial transition matrix

Osztály	HH _{t+1}	HL _{t+1}	LH _{t+1}	LL _{t+1}
HH _t	0	II	I	III
HL _t	II	0	III	I
LH _t	I	III	0	II
LL _t	III	I	II	0

Forrás: Rey (2001) alapján saját szerkesztés.

4. táblázat

Területi Markov-mátrix
Spatial Markov matrix

Szomszéd	Kezdő állapot	Végső állapot	
		átlag alatti	átlag feletti
Átlag alatti	Átlag alatti	$P_{LL L}$	$P_{LH L}$
	Átlag feletti	$P_{HL L}$	$P_{HH L}$
Átlag feletti	Átlag alatti	$P_{LL H}$	$P_{LH H}$
	Átlag feletti	$P_{HL H}$	$P_{HH H}$
Összesen	Átlag alatti	P_{LL}	P_{LH}
	Átlag feletti	P_{HL}	P_{HH}

Forrás: Rey (2001) alapján saját szerkesztés.

A területi Markov-mátrix további indikátorok kiszámítását teszi lehetővé, amelyek a szomszédos területi egységekkel való konvergenciát vagy éppen divergenciát mutató területi egységek arányát jelzik, így a lokális konvergenciafolyamatok globális összegzésére alkalmasak. A folyamatok változatlanóságát feltételezve meghatározható a rendszer stacionárius állapota (az a végső állapot, amelyben már nem történik további változás), illetve a felezési idő (Monfort 2008). Mivel a Markov-mátrix előzőekben bemutatott osztályozása szubjektív kategóriákon alapul (annak meghatározása, hogy hány állapotot különböztetünk meg és azok határai hol húzódnak, az elemző feladata, az itt bemutatott kétkategóriás, átlagon alapuló módszer csak egy lehetőség), így inkább a feltáró elemzés eszköze lehet. Lokális szinten a Moran-féle szórásdiagramnál több információt nem kapunk.

β -konvergencia

A β -konvergencia olyan *regressziós* modelleket jelent, amelyek segítségével a felzárkózás üteme mérhető keresztmetszeti vagy paneladatok alapján. Alapvetően a feltételes konvergenciához kötődik, de a modellben szereplő változók megfelelő kiválasztásával a klubkonvergencia is tesztelhető segítségével. A β -konvergencia szokásos formulája⁷ (kontrollváltozók bevonásával) Durlauf és szerzőtársai (2005) alapján:

$$\Delta y_i = \beta \cdot y_{i,0} + \alpha X_i + \varepsilon_i$$

⁷ Gazdasági növekedési modellekben – az alapul vett Cobb-Douglas típusú termelési függvényeknek megfelelően – az eredeti változók logaritmususa szerepel.

ahol y_i a vizsgált változó az i -edik területi egységben, X_i a kontrollváltozók vektora az i -edik területi egységben, ε_i véletlen tényező az i -edik területi egységben, α megbecsülendő paramétervektor, β a konvergenciát leíró megbecsülendő paraméter.

Amennyiben a becslés során β értéke negatív, akkor β -konvergenciáról beszélünk, pozitív értéke divergenciára utal, szignifikanciájáról az alkalmazott becslési technika feltevései alapján a legkisebb négyzetek módszerével (*Ordinary Least Squares, OLS*), t -teszt segítségével tudunk dönteni. A β -konvergenciával kapcsolatos legfontosabb kritika, hogy az idősorok nem stacioner jellege⁸ miatt OLS-módszerevel történő becslés esetén β lefelé torzított, így hajlamos konvergenciát mutatni olyan esetben is, amikor az valójában nem áll fenn (Fuss 1999). A lokális változatnál használható megoldásokat a következő fejezetben ismertetjük.

A β -konvergencia alaphelyzetben nem veszi figyelembe a területiséget, így a modellben semmilyen formában nem jelenik meg, hogy területi adatokat használtunk. A konvergencia globális mérése kapcsán két lényeges technikai kérdés merül fel:

1. Hogyan befolyásolják a konvergenciát a területi összefüggések (például területi autokorreláció)?
2. Hogyan befolyásolja a konvergenciát a területi heterogenitás? (Rey–Janikas 2005 és Dall’erba–Le Gallo 2008).

A kérdések relevanciájának eldöntésére szolgáló legfontosabb diagnosztikai eszköz a már korábban említett Moran-féle szórásdiagram (*Moran scatter plot*), amely a standardizált értékek függvényében ábrázolja a standardizált területileg késleltetett értékeket (Anselin 1996), vizuálisan megjeleníti az említett összefüggéseket és a kutatónak intuíciót biztosít. A kérdések objektív megválaszolására térökonometriai tesztek állnak rendelkezésre (Varga 2009).

A β -konvergencia területi autokorrelációt is figyelembe vevő (például spatial lag, spatial error, cross regressive model) modelljeiről Rey–Montouri (1999) ad alapos áttekintést, míg a modellek tesztjeiről Le Gallo–Dall’erba (2006) cikkében találunk részletes útmutatást. Ezek a modellek a területiséget figyelembe veszik, a területi autokorreláció okozta torzítást általában helyesen kiszűrik, de nem lokális mutatót adnak a konvergenciára: a modell további magyarázóváltozóitól függően abszolút, feltételes vagy klubkonvergenciát mérnek globálisan. Paraméterheterogenitást feltételezve a klubkonvergencia problémájához vezet, a konvergenciaklubok identifikációja viszont térről-térré (vagy ha térspecifikus, akkor is abszolút, adminisztratív vagy természeti). Fingleton–López-Bazo (2006) alapján az alkalmazások nagyjából azonos arányban használnak területi késleltetésű és területi hibatagú modelleket, ahogy a korábbi elemzéseknek közel fele tartalmaz további magyarázóváltozókat.

⁸ A konvergencia fogalmából adódik, hogy legalább egy idősor az időben nem állandó.

Sztochasztikus idősorelemzésen alapuló konvergencia

Sztochasztikus idősorelemzés alapján értelmezett konvergenciáról akkor beszélünk, ha több területi egység idősorának a differenciája nullához tart (vagy Bernard–Durlauf (1996) definíciója szerint határértéke nem lehet nem zéró konstans vagy egységgyök folyamat). Az idősorok eltérésének vizsgálata másfajta eszköztárat igényel abban az esetben, ha stacionárius vagy nem stacionárius idősorokról van szó. Stacionárius idősorok esetén az adatsorok különbsége egyszerű statisztikai tesztekkel (az adatok eloszlásától és a minta nagyságától függően általában a t-tesztcsalád valamely tagjával) tesztelhető, azonban a konvergencia vizsgálata *per se* ellentmond a stacionaritásnak (nem beszélhetünk például felzárkózásról, ha az összes idősorra igaz, hogy várható értéke minden időszakban állandó) (Fuss 1999). Nem stacionárius idősorok esetén az idősorok kointegrációja értelmezhető konvergenciaként, a konvergencia folyamatát ebben az esetben a hibakorrektíós egyenlet írja le. Az SpVECM (*Spatial Vector Error Correction Model*) nyújt lehetőséget arra, hogy egyszerre kezeljük a helyi, a területi, a globális kointegrációt és a hibakorrektíót (Beenstock–Felsenstein 2010). Csak globális mutatókat kapunk eredményül, viszont konzisztens becslése bonyolult, módosított QML-eljárást (*pseudo likelihood*) igényel (Yu et al. 2012). Egyszerűbb megoldást választott Le Pen (2011) azzal, hogy páronkénti konvergenciát vizsgált, ami a 195 európai NUTS2 régió esetén 18 915 régiópár tesztelését jelentette, az idősoros irodalom kurrens, különféle töréseket is tartalmazó tesztjeivel. Az eredmények a geográfus Tobler első törvényét⁹ jól tükrözik, hiszen Le Pen a távoli (például svéd és spanyol vagy portugál) régiók között semmilyen összefüggést nem talált.

A klubkonvergencia mérése és egy speciális mutatója

A klubkonvergencia mérésére leggyakrabban a β -konvergencia keretei között kerül sor, ahol a magyarázóváltozók közé valamilyen klubspecifikus változó(ka)t építünk be, legegyszerűbb változatban dummy változó(ka)t, de elvégezhető a területi egységek részmintákra bontásával is. Guetat és Serranito (2008) viszont Chatterji (1992) nyomán egy nemlineáris, polinomiális átírását javasolja a β -konvergencia egyenletének, amelynek segítségével a lehetséges konvergenciaklubok száma is meghatározható.

A σ -konvergencia esetén az alkalmazott egyenlőtlenségi mutató felbonthatósága ad lehetőséget a területiség figyelembevételére. Amennyiben olyan egyenlőtlenségmutatót használunk, amely részcsoportokra bontható, így a csoportokon belüli és csoportok közötti egyenlőtlenséget is képes mérni, a konvergenciát felbonthatjuk a nagyobb területi egységen belüli és a területi egységek közötti eltérések konvergenciavizsgálatára. Ilyen mutató lehet maga a szórásnégyzet, amely belső és külső szórásnégyzetre bontható, illetve az entrópia típusú mutatók, amelyek közül a Theil-index a

⁹ Minden dolog kapcsolatba hozható egy másikkal, de a közelebbi dolgok között a kapcsolat erősebb, mint a távolabbiakkal.

legnépszerűbb a szakirodalomban. Az elméleti alkalmazhatóságról Rey–Janukas (2005) ad jó összefoglalást, míg a hazai szakirodalomban Dusek–Kotosz (2016) gyakorlati példával is szolgál. Ezekkel kimutathatóvá válnak olyan helyzetek, hogy az országok ugyan közelednek egymáshoz, de az országon belüli régiók távolodnak. Mivel az ilyen felbontások *a priori* megadják a lehetséges csoportokat, a klubkonvergencia esetével állunk szemben. A területiség csak abszolút módon és jellemzően adminisztratív egységek szerint, hierarchikusan jelenik meg. A klubkonvergencia β - és σ -konvergencia típusú megközelítéseinek viszonylag legújabb fejleményeiről átfogó képet Alexiadis (2013) nyújt.

A Gáspár-féle ω tulajdonképpen a konvergenciaklub-váltásokra felírt módosított súlyozott szórás, amellyel a konvergencia, illetve divergencia tényét és sebességét mérjük. Az indikátor célja annak számszerűsítése, hogy minél kevésbé fejlett egy területi egység és minél magasabb a növekedési üteme (amelyet az átlagtól való súlyozott eltéréssel vesz figyelembe), annál magasabb lesz a konvergencia üteme (Gáspár 2010). Ilyen értelemben tehát a klubkonvergencia β -konvergencia szemléletű indikátora. A mutatót az átlagtól vett eltérés helyett a mediántól vett eltérés alapján is ki lehet számítani, a gyakorlatban azt kell szem előtt tartani, hogy a választott középérték az adatok jellegéhez igazodjon.

$$\omega = \sum_{j=1}^n \omega_j = \frac{\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{n_j} \alpha_{ji} \cdot (K_{C_{ji}} - K_{B_{ji}}) \cdot \left[\left(\frac{f_{jB} \cdot x_{jB} + f_{jC} \cdot x_{jC}}{f_{jB} + f_{jC}} \right) - \left(\frac{f_B \cdot \bar{x}_B + f_C \cdot \bar{x}_C}{f_B + f_C} \right) \right]}{\left| \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^{n_j} \alpha_{ji} \cdot \left[\left(\frac{f_{jB} \cdot x_{jB} + f_{jC} \cdot x_{jC}}{f_{jB} + f_{jC}} \right) - \left(\frac{f_B \cdot \bar{x}_B + f_C \cdot \bar{x}_C}{f_B + f_C} \right) \right] \right|}$$

ahol K: klaszter vagy klub, C: tárgyidőszak, B: bázisidőszak, f: az x mutató súlyai, x: relatív mutató, i: ország, j: csoport, α : egyéb súlyok.

A konvergencia lokális mérése

A lokális konvergencia β -szemléletben

A β -konvergencia területén az elmúlt évtizedben több ígéretes előrelépés történt a helyi szintű indikátorok meghatározásában. A megoldások a területi súlyozású regresszió (*Geographically Weighted Regression, GWR*¹⁰) továbbfejlesztései. A GWR esetén a becslésre az

$$y_i = x_i' \beta_i + \varepsilon_i = \sum_{k=1}^K \beta_{ik} x_{ik} + \varepsilon_i$$

egyenletet alkalmazzuk, ahol β_{ik} a i-edik területi egységben a k-adik változó parciális hatása, tehát egy parciális lokális hatás.

¹⁰ A módszerről részletesen magyar nyelven Fábíán (2013) ír.

Mivel a becslés során $k \cdot i$ paramétert kellene i megfigyelés alapján becsülni, a súlyozott legkisebb négyzetek módszerével¹¹ kell dolgozni, a becslőfüggvény:

$$\hat{\beta}_i = (X'W_iX)^{-1}X'W_iy$$

ahol a W_i mátrix egy diagonális mátrix, amely az i -edik területi egység és a többi területi egység távolságából képzett (a távolság növekedésével monoton csökkenő) súlyokat tartalmazza főátlójában.

A GWR-modellek kapcsán a regressziós modellek szokásos problémái merülnek fel. A súlymátrix megválasztásának kapcsán lényeges, hogy a területi autokorreláció érzékeny a szomszédság definiálására, így el kell kerülni a hamis autokorrelációt (a gyakorlatban célszerű érzékenységvizsgálatot végezni a szomszédság különféle definícióinak használatával, vagy keresztvalidálással megkeresni az optimális paramétert) (Brunsdon et al. 1996). A szomszédság definiálásának kérdését és az autokorrelációhoz való kapcsolódását részletesebben Griffith (1996), Varga (2002) vagy Jakobi–Jeney (2008) munkái ismertetik, míg a szokásos súlyfüggvényképzési eljárásokat Ertur–Le Gallo (2009) vizsgálja. A területi súlymátrix egy lehetséges numerikus példán bemutatott levezetését Kocziszky (2013) könyvében találjuk meg. A területi heterogenitás kétféle lehetséges megjelenése okozhat további problémát, amely vagy a paraméterek vagy a maradéktag változatosságát jelenti. Előbbi strukturális instabilitást, utóbbi heteroszkedaszticitást okoz, ezért olyan becslési eljárásra van szükség, amely ezt kezeli. Ahogy LeSage (2004) megmutatta, különösen a területi enklávék (például fővárosi régiók Európában) és más kiugró értékek jelentősen torzíthatják a GWR-becsléseket, ezért ezek feltárását és szerepük súlyozással való csökkentését javasolja.

A területi autokorreláció kiszűrésére Páez és szerzőtársai (2002) több megoldást is javasoltak, így a területi késleltetésű endogén változós területi súlyozású regressziót (GWR-SL) és a területi autokorrelált reziduumú területi súlyozású regressziót (GWR-SEA). Ezek hátrányait kiküszöbölő megoldás a Pace–LeSage (2004) által kidolgozott területi autoregresszív helyi becslés (spatial autoregressive local estimation, SALE). A módszer előnye, hogy egyszerre képes a területi paraméterheterogenitást és a területi autokorrelációt kezelni, hátránya, hogy becslése rekurzív módon, három lépésben lehetséges (a területi autokorrelációs együttható becsléséhez szükséges mátrixdekompozíció előfeltétele a determináns rekurzív legkisebb négyzetek módszerével való kiszámításának). A következő egyenletet becsüljük:

$$y_i = x_i' \beta_i + \rho_i W_i y_i + \varepsilon_i$$

A SALE-módszer bayesi variánsa az Ertur és szerzőtársai (2007) által javasolt BSALE-megközelítés, amelyet a módszer kidolgozói által javasolt MCMC-eljárással

¹¹ Az OLS-becslőfüggvény $\hat{\beta}_i = (X'X)^{-1}X'y$ lenne.

(Markov Chain Monte Carlo) becsülhetünk meg. A BSALE-eljárás bayesi jellege a paraméterbecslés folyamatában jelenik meg, valamely kiinduló (*prior*) paraméter-eloszlást, jellemzően inverz χ -eloszlást feltételezve. A módszer előnye, hogy jól képes kimutatni a konvergencia klaszteresedését, ha léteznek olyan területek, ahol az egymáshoz közeli területi egységek hasonló konvergenciasebességet mutatnak, azokat anélkül találja meg, hogy *a priori* létezésüket feltételeznénk a számítások során. Kritikaként leginkább az fogalmazható meg, hogy az így becsült paraméterek mögött statisztikai eljárások állnak, nem strukturált közgazdasági modellek (Ertur–Le Gallo 2009).

Le Gallo és szerzőtársai (2011) a Strukturális Alapok növekedésre gyakorolt hatásainak elemzése során a súlymátrix felbontásának Abreu és szerzőtársai (2005) által bemutatott módszerének továbbfejlesztésével elkülönítettek közvetlen és közvetett hatásokat, így már nemcsak a konvergencia sebességét, de exogén változók (példáukban a Strukturális Alapok támogatásainak) hatását is lehet elemezni a lokális-globális megkülönböztetés mentén.

A lokális konvergencia σ -szemléletben

Amíg a területi egyenlőtlenségek mérésének sokféle egyszerű leíró mutatója létezik (Dusek–Kotosz 2016), például Coulter (1989) könyvében az akkor már kidolgozott mutatók közül több mint ötvenet megtalálunk, a lokális mutatókra alig találunk szakirodalmi példákat, noha számos egyenlőtlenségindex könnyen lokálissá tehető lenne, ahogy ezt a következő példa mutatja. A fő problémát a mutatók következtető statisztikai tulajdonságai jelentik, mivel a leíró szemléletű mutatók értelmezése viszonylag egyszerű, addig szignifikáns konvergenciáról vagy divergenciáról beszélni csak a mutatók eloszlásának ismeretében tudunk. A következőkben kifejtendő mutató kapcsán a feladat éppen ennek kidolgozása lenne, hogy széles körű elterjedését és programcsomagokba való beépítését meg lehessen valósítani.

Sébastien Bourdin cikksorozatában (Bourdin 2013a, 2013b és 2013c) mutatta be a lokális σ -konvergencia mutatóját, amely az egyenlőtlenségeket az adott területi egység földrajzi közelségében lévő területi egységekhez viszonyítva méri:

$$C_i = \sum_{j \in V(i)} \frac{\frac{\sigma_i^j - \sigma_0^j}{m_i^j - m_0^j}}{t}$$

ahol C_i az i területi egységre az annak δ sugarú környezetében lévő $V(i)$ halmazba tartozó j területi egységek adatai alapján számított lokális konvergenciaindex, σ a szórást, m pedig az átlagot jelöli, azaz a mutató számlálójában relatív szórások t -edik és a bázisidőszak közötti különbsége szerepel.

A C_i mutató alacsonyabb értékei konvergenciára, magasabb értékei divergenciára utalnak. A mutató előnyei lokális jellegéből vezethetők le, azaz nemcsak a konvergen-

cia vagy divergencia tényét (esetleg mértékét) mutatja, hanem területi eltéréseiről (forrásterületeiről) is képet ad. Bár a mutató területi egységekre van definiálva, számítása pontalakzatokra is általánosítható. Hálózatok elemzésére csak a hálózati távolságok változatlanúsága esetén adaptálható közvetlenül.¹² A mutató hátránya, hogy érzékeny az egyébként is szubjektív $V(i)$ halmaz megválasztására (távolság, szomszédság stb.), de ennek pontos mértékének elemzésére nem találunk szakirodalmi forrást, így az jövőbeni kutatás tárgya lehet. Jelenleg még keveset tudunk következtető statisztikai tulajdonságairól is (eloszlás-, szignifikanciatesztek).

Bourdin az EU NUTS3 szintű régióira alkalmazta, 1995 és 2000, illetve 2000 és 2006 közötti adatokra, 300 km-es sugarú körként definiálva a V_i halmazt. A mutató standardizált (0;1) változatról standard normális eloszlást feltételezett, a standard normális eloszlás eloszlásfüggvénye alapján sorolta kategóriákba. A mutató kismintás tulajdonságai még nem ismertek, de a nagymintások sem igazoltak (Bourdin egyetlen, egy mintára vonatkozó Kolmogorov-Smirnov teszteredményt közölt, amelynek p-értéke 0,047). Később (Bourdin 2015) a fennálló hiányos ismeretek miatt a C_i helyett a lokális területi Gini-index használatát javasolta.

A tulajdonságok feltárására a visegrádi országok (Magyarország, Szlovákia, Csehország és Lengyelország) 108 NUTS3 szintű területi egységére, egyszerű bástyaszomszédság alapján, a 2000 és 2012 közötti időszakra (3 négyéves részülszakra bontva) végeztünk elemzést. Adataink az Eurostat letölthető adattábláiból származnak, egy főre jutó GDP-adatok, euróban megadva. Az eredmények azt mutatják, hogy a szigetregiók (például Budapest Pest megyén belül) esetében a mutató aszimmetrikus, illetve a vizsgált 3 időszakból kettőben a normalitás szignifikánsan nem teljesült. Helyette a mutató értékei balra ferde (jobbra elnyúló) csúcsos eloszlást mutattak. Ebből adódóan szignifikáns konvergencia és divergencia definiálása is nehéz, még ha az átlagtól vett egy szórásnyi eltérést jelentősnek is tekintjük, akkor is igen alacsony arányban fordulnak elő jelentős konvergenciát vagy divergenciát mutató területi egységek. Amennyiben a standardizált (0 várható értékű) értékek előjelét vizsgáljuk (5. táblázat), sajátos állapotátmenet mátrixokat (6. és 7. táblázat) készíthetünk. Ezekből leolvasható, hogy a tartósan divergens területek a leggyakrabban, míg a tartósan konvergenssek a legritkábban fordulnak elő.

5. táblázat

A konvergens és a divergens területi egységek száma

Number of convergence and divergence regions

Típus	2000–2004	2004–2008	2008–2012
Konvergens	35	41	21
Divergens	73	67	87

¹² A hálózati távolságok változásáról lásd Dusek (2010) munkáját.

6. táblázat

Állapotátmenetek a 2000–2004-es és a 2004–2008-as időszakok között

Transitions between 2000–2004 and 2004–2008 periods

2004–2008 2000–2004	Divergens	Konvergens	Összesen
Divergens	39	34	73
Konvergens	28	7	35
<i>Összesen</i>	<i>67</i>	<i>41</i>	<i>108</i>

7. táblázat

Állapotátmenetek a 2004–2008-as és a 2008–2012-es időszakok között

Transitions between 2004–2008 and 2008–2012 periods

2008–2012 2004–2008	Divergens	Konvergens	Összesen
Divergens	53	14	67
Konvergens	34	7	41
<i>Összesen</i>	<i>87</i>	<i>21</i>	<i>108</i>

Összefoglalás

Tanulmányunkban összefoglaltuk a lokális konvergencia mérésének elméleti eredményeit. A konvergencia modellezési technikáin keresztül azt vizsgáltuk, hogy a területi szemléletű elemzések szempontjából a különféle modelleknek milyen hiányosságai vannak, a területiség hiánya milyen torzításokat okoz a levonható következtetésekben. Áttekintettük a területiség bevonásának lehetséges módjait a β - és a σ -konvergencia modelljébe, illetve néhány más, kevésbé közismert (eloszlásokon alapuló vagy klubkonvergenciát vizsgáló) megközelítésbe. A területiség bevonását követően előtérbe helyeztük a lokális szemléletű (azaz a tér minden egyes pontjához egyedi mutatót rendelő) megoldások lehetőségét.

A lokális konvergencia mérésében két irányban jutottunk eredményekre. Egyrészt a β -konvergencia típusú elemzéseket viszonylag bonyolult ökonometriai technikákkal lokális eredményeket adó formába lehet hozni, amelyek következtető statisztikai szempontból korrekten, de nehézkesen kezelhetők. Másrészt nagyon egyszerű transzformációkkal jó leíró mutatókat tudunk készíteni, azonban ezek következtető statisztikai tulajdonságai még nem kellően tisztázottak, így következtető statisztikai alkalmazásuk előtt szimulációs vizsgálatokat kell végezni. Ezen mutatók közül a Bourdin-féle C-mutatót mutattuk be, annak ismert tulajdonságai alapján. A Bourdin-féle mutató további tulajdonságainak vizsgálata, illetve más mutatók hasonló általánosításának lehetőségeit terjedelmi és megközelítésbeli okok miatt itt nem tárgyaltuk.

IRODALOM

- ABREU, M. – DE GROOT, H. – FLORAX, R. (2005): Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods *Région et Développement* 21: 13–44.
- ALEXIADIS, S. (2013): *Convergence Clubs and Spatial Externalities* Springer, Heidelberg.
- ANSELIN, L. (1995): Local Indicators of Spatial Association – LISA *Geographical Analysis* 27 (2): 93–115.
- ANSELIN, L. (1996): The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial associations In: Fisher, M.–Scholten, H. J.–Unwin, D. (szerk): *Spatial analytical perspectives on GIS in environmental and socio-economic sciences* pp. 111–125., Taylor&Francis, London.
- BARRO, R. – SALA-I-MARTIN, X. (1991): Convergence across States and Regions *Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program* 22 (1): 107–182.
- BARRO, R. – SALA-I-MARTIN, X. (1992): Convergence *Journal of Political Economy* 100 (2): 223–251.
- BARRO, R. – SALA-I-MARTIN, X. (1995): *Economic Growth* MIT Press, Cambridge.
- BARRO, R. – 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? *American Economic Review* 75 (5): 1072–1085.
- BEENSTOCK, M. – FELSENSTEIN, D. (2010): Spatial error correction and cointegration in nonstationary panel data: regional house prices in Israel *Journal of Geographical Systems* 12 (2): 189–206.
- BERNARD, A. B. – DURLAUF, S. N. (1996): Interpreting tests of the convergence hypothesis *Journal of Econometrics* 71 (1-2): 161–173.
- BOURDIN, S. (2013a): Pour une approche géographique de la convergence économique. Les inégalités régionales dans l'Union Européenne et leur évolution *L'Espace géographique* 42 (3): 270–285.
- BOURDIN, S. (2013b): *Pour une approche géographique de la convergence économique. L'exemple des inégalités régionales et leurs évolutions dans l'Union Européenne* Kézirat <http://www.researchgate.net/publication/259788956> (letöltve: 2016. február).
- BOURDIN, S. (2013c): Une mesure spatiale locale de la sigma-convergence pour évaluer les disparités régionales dans l'Union Européenne *Région et Développement* pp.1–18., L'Harmattan, Paris.
- BOURDIN, S. (2015): National and regional trajectories of convergence and economic integration in Central and Eastern Europe *Canadian Journal of Regional Science* 38(1/3): 53–61.
- BRUNSDON, C. – FOTHERINGHAM, S. – CHARLTON, M. E. (1996): Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity *Geographical Analysis* 28 (4): 281–298.
- CHATTERJI, M. (1992): Convergence clubs and endogenous growth *Oxford Review of Economic Policy* 8 (4): 57–69.
- COULTER, P. (1989): *Measuring Inequality. A Methodological Handbook* Westview Press, Boulder.
- DALL'ERBA, S. – LE GALLO, J. (2008): Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989–1999: A spatial econometric analysis *Papers in Regional Science* 87 (2): 219–244.

- DURLAUF, S. N. – JOHNSON, P. A. (1995): Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour *Journal of Applied Econometrics* 10 (4): 365–384.
- DURLAUF, S. N. – JOHNSON, P. A. – TEMPLE, J. (2005): Growth Econometrics In: Aghion, P.–Durlauf, S. N. (szerk): *Handbook of Economic Growth* pp. 555–677., North Holland, Amsterdam.
- DUSEK, T. (2010): A vasúthálózat 2009. évi változásának hatása a vasúti elérhetőségre *Területi Statisztika* 50 (6): 616–629.
- DUSEK, T. – KOTOSZ, B. (2016): *Területi statisztika* Akadémiai Kiadó, Budapest (megjelenés alatt).
- ERTUR, C. – KOCH, W. (2006): Regional disparities in the European Union and the enlargement process: an exploratory spatial data analysis, 1995–2000 *The Annals of Regional Science* 40 (4): 723–765.
- ERTUR, C. – LE GALLO, J. – LESAGE, J. P. (2007): Local versus global convergence in Europe: a Bayesian spatial econometric approach *The Review of Regional Studies* 37 (1): 82–108.
- ERTUR, C. – LE GALLO, J. (2009): Regional growth and convergence: Heterogeneous reaction versus interaction in spatial econometric approaches In: Capello, R.–Nijkamp, P. (szerk): *Handbook of regional growth and development theories* pp. 374–388., Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- FÁBIÁN, ZS. (2013): A földrajzilag súlyozott regresszió módszere és alkalmazhatósági példája *Területi Statisztika* 53 (1): 5–20.
- FINGLETON, B. – LÓPEZ-BAZO, E. (2006): Empirical growth models with spatial effects *Papers in Regional Science* 85 (2): 177–198.
- FOTHERINGHAM, A. S. – BRUNSDON, C. – CHARLTON, M. (2002): *Geographically Weighted Regression* Wiley, Chichester.
- FUSS, C. (1999): Mesures et tests de convergence: une revue de la littérature *Revue de l'OFCE* 69 (1): 221–249.
- GÄCHTER, M. – THEURL, E. (2011): Health status convergence at the local level: empirical evidence from Austria *International Journal of Equity in Health* 10 (34): 1–13.
- GÁSPÁR, A. (2010): 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* pp. 97–110., Unidocument Kft. Szeged.
- GRIFFITH, D. A. (1996): Spatial Autocorrelation and Eigenfunctions of the Geographic Weights Matrix Accompanying Geo-Referenced Data *Canadian Geographer* 40 (4): 351–367.
- GUETAT, I.–SERRANITO, F. (2008): Convergence des pays de la région MENA vers le niveau de revenu des pays du Sud de l'Europe: une évaluation *Economie appliquée* 62 (2): 33–67.
- ISLAM, N. (2003): What have we learnt from the convergence debate? *Journal of Economic Surveys* 17 (3): 309–362.
- JAKOBI, Á. – JENEY, L. (2008): A szomszédsági mátrix problémájának megoldási lehetőségei – elmélet és gyakorlat *Területi Statisztika* 48 (3): 295–304.
- KOCZISZKY, GY. (2013): *Bevezetés a területi elemzések ökonometriájába* Miskolci Egyetemi Kiadó, Miskolc.
- KOTOSZ, B. – FERENCI, T. (2010): Nemnormális, parametrizált eloszlású valószínűségi változók *Statisztikai Szemle* 88 (7–8): 803–832.

- LE GALLO, J. – DALL’ERBA, S. (2006): Evaluating the temporal and spatial heterogeneity of the European convergence process, 1980-1999 *Journal of Regional Science* 46 (2): 269–288.
- LE GALLO, J. – DALL’ERBA, S. – GUILLAN, R. (2011): The Local versus Global Dilemma of the Effects of Structural Funds *Growth and Change* 42 (4): 466–490.
- LE PEN, Y. (2011): A pair-wise approach to output convergence between European regions *Economic Modelling* 28 (3): 955–964.
- LENGYEL, I. (1993): A lakossági megtakarítások területi egyenlőtlenségei a közgazdasági elméletek tükrében In: Enyedi, Gy. (szerk) *Társadalmi-területi egyenlőtlenségek Magyarországon* pp. 333–358., Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest.
- LESAGE, J. P. (2004): A family of geographically weighted regression models In: Anselin, L.–Florax, R.–Rey, S. J. (szerk): *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications* pp. 241–264., Springer, Berlin.
- MONFORT, P. (2008) Convergence of EU regions. Measures and evaluation *European Union Regional Policy Working Papers*, 01/2008. http://ec.europa.eu/regional_policy/sources/docgener/work/200801_convergence.pdf (letöltve: 2016. február)
- PÁEZ, A.–UCHIDA, T.–MIYAMOTO, K. (2002): A general framework for estimation and inference of geographically weighted regression models: 1. Location-specific kernel bandwidth and a test for locational heterogeneity *Environment and Planning A* 34: 733–754.
- PACE, R. K. – LESAGE, J. (2004): Spatial autoregressive local estimation In: Getis, A.–Múr, J.–Zoeller, H. (szerk): *Spatial econometrics and spatial statistics* pp. 31–51., Palgrave, Hampshire.
- QUAH, D. (1996): Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics *The Economic Journal* 106 (437): 1045–1055.
- REY, S. J. (2001): Spatial Empirics for Economic Growth and Convergence *Geographical Analysis* 33 (3): 195–214.
- REY, S. J. (2004): Spatial dependence in the evolution of regional income distributions In: Getis, A.–Múr, J.–Zoeller, H. (szerk): *Spatial econometrics and spatial statistics* pp. 194–214., Palgrave, Hampshire.
- REY, S. J. – JANIKAS, M. V. (2005): Regional convergence, inequality, and space *Journal of Economic Geography* 5 (2): 155–176.
- REY, S. J. – MONTOURI, B. D. (1999): US Regional Income Convergence: A Spatial Economic Perspective *Regional Studies* 33 (2): 143–156.
- SALA-I-MARTIN, X. (1997): I Just Ran Four Million Regressions *American Economic Review* 87 (2): 178–183.
- SOLOW, R. (1956): A Contribution to the Theory of Economic Growth *Quarterly Journal of Economics* 70 (1): 65–94.
- TÓTH, G. (2003): Területi autokorrelációs vizsgálat a Local Moran I módszerével *Tér és Társadalom* 43 (4): 39–49.
- VARGA, A. (2002): Térökonometria *Statisztikai Szemle* 80 (4): 354–370
- VARGA, A. (2009): *Térszerkezet és gazdasági növekedés* Akadémiai Kiadó, Budapest.
- YOUNG, A. T. – HIGGINS, M. J. – LEVY, D. (2008): Sigma Convergence versus Beta Convergence: Evidence from U.S. County-Level Data *Journal of Money, Credit and Banking* 40 (5): 1083–1093.
- YU, J. – DE JONG, R. – LEE, L. (2012): Estimation for dynamic panel data with fixed effects: The case of spatial cointegration *Journal of Econometrics* 167 (1): 16–37.