



Közzététel: 2024. augusztus 23.

A tanulmány címe:

A kelet-közép-európai régiók konvergencia-folyamatainak térökonometriai vizsgálata

Szerzők:

EGRI ZOLTÁN

a Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem egyetemi docense

E-mail: egri.zoltan@uni-mate.hu

LENGYEL IMRE

a Szegedi Tudományegyetem egyetemi tanára

E-mail: ilengyel@eco.u-szeged.hu

DOI: <https://doi.org/10.20311/stat2024.08.hu0781>

Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) *Statisztikai Szemle* c. folyóiratában (a továbbiakban: Folyóirat) megjelenő tanulmányra. Felhasználó a tanulmány vagy annak részei felhasználásával egyidejűleg tudomásul veszi a jelen dokumentumban foglalt felhasználási feltételeket, és azokat magára nézve kötelezőnek fogadja el. Tudomásul veszi, hogy a jelen feltételek megszegéséből eredő valamennyi kárért felelősséggel tartozik.

1. A jogszabályi tartalom kivételével a tanulmányok a szerzői jogról szóló 1999. évi LXXVI. törvény (Szjt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
2. A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
3. A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
4. A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szjt. szerint önálló szerzői műnek minősülő mű ilyen célú felhasználását.
5. A tanulmány átdolgozása, újra publikálása tilos.
6. A 3. a)–c) pontban foglaltak alapján a Folyóiratot és a szerző(ke)t az alábbiak szerint kell feltüntetni:
„*Forrás: Statisztikai Szemle* c. folyóirat 102. évfolyam 8. számában megjelent, **Egri Zoltán–Lengyel Imre** által írt, **A kelet-közép-európai régiók konvergencia-folyamatainak térökonometriai vizsgálata** című tanulmány (link csatolása)”
7. A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem feltétlenül esnek egybe a KSH vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

Egri Zoltán – Lengyel Imre

**A kelet-közép-európai régiók konvergencia-
folyamatainak térökonometriai vizsgálata**
**Spatial econometric analysis of convergence processes
in East-Central European regions**

Egri Zoltán, a Magyar Agrár- és Élettudományi Egyetem egyetemi docense

E-mail: egri.zoltan@uni-mate.hu

Lengyel Imre, a Szegedi Tudományegyetem egyetemi tanára

E-mail: ilengyel@eco.u-szeged.hu

Az Európai Unió regionális politikájának egyik fő célja a régiók felzárkózásának elősegítése gazdasági növekedésük támogatásával. Tanulmányunkban az Európai Unió (EU) 6 kelet-közép-európai (KKE6) tagállama (Bulgária, Csehország, Lengyelország, Magyarország, Románia és Szlovákia) 185 NUTS3-as szintű régiója gazdasági növekedésének térbeli jellemzőit elemezzük 2000 és 2020 között. A régiókat együtt is vizsgáljuk, de az EU város-vidék tipizálását is alapul vesszük. A szakirodalomban javasolt térökonometriai modellek széles körét alkalmazzuk, azt is elemezve, hogy melyik modell milyen megbízhatósággal használható ezen a mintán. A kutatáshoz régiótípusokkal kiegészített β -konvergencia-hipotézist tesztlünk, egyaránt használunk „bottom-up” és „top-down” típusú térökonometriai megközelítéseket.

Kulcsszavak: konvergencia, térökonometria, város-vidék tipológia, gazdasági növekedés

One of the main objectives of the European Union's regional policy is to help regions catch up by supporting their economic growth. In this study, we analyse the spatial characteristics of economic growth in 185 NUTS3 regions of the six East-Central European (ECE6) Member States of the European Union (EU) (Bulgaria, the Czech Republic, Hungary, Poland, Romania and Slovakia) between 2000 and 2020. The regions are also considered together, but also based on the EU urban-rural typology. We apply a wide range of spatial econometric models proposed in the literature, also examining the reliability of which model can be used on this sample. For the analysis, we test the β -convergence hypothesis augmented with region types, using both bottom-up and top-down spatial econometric approaches.

Keywords: convergence, spatial econometrics, urban-rural typology, economic growth

A régiók gazdasági növekedésének és konvergenciájának kérdésköre régóta kiemelt figyelmet kap a regionális tudományban. Különösen az Európai Unióban zajló vizsgálatoknál áll előtérben, ahol a kohéziós politika egyik fontos célja a kevésbé fejlett régiók felzárkózásának elősegítése. Ugyanakkor az elmúlt évtizedekben nyújtott jelentős kohéziós támogatások felzárkózásra gyakorolt hatásai felemásak, a regionális egyenlőtlenségek alig mérséklődtek (*Gorzalak, 2021; Rodríguez-Pose–Dijkstra, 2021*). Az ezzel foglalkozók között széles körű szakmai egyetértés van abban, hogy „a regionális gazdasági egyenlőtlenségek veszélyt jelentenek a gazdasági fejlődésre, a társadalmi kohézióra és a politikai stabilitásra Európában” (*Jammarino et al., 2019, 273*).

1. Szakirodalmi áttekintés

Az EU-ban a területi folyamatok elemzésekor és a hétéves programozási időszak regionális politikájának kidolgozásakor elsősorban a NUTS2-es szintű régiókat veszik alapul, amelyek konvergenciájának vizsgálatára többen vállalkoztak (*Egri–Tánczos, 2018; LeSage–Fischer, 2009; Panzera–Postiglione, 2022; Ricordel, 2024*). Az eredmények többsége arra utal, hogy az országok között csökkennek a különbségek, de az országokon belül a régiók közötti egyenlőtlenségek alig mérséklődnek (*De Falco, 2021; Goecke–Hüther, 2016*). A kelet-közép-európai (KKE6-) tagállamok többsége két évtizede csatlakozott az EU-hoz, megfigyelhető, hogy a régi tagállamokhoz viszonyított országos felzárkózásuk viszonylag gyors, azonban régióik fejlődésében sajátos folyamatok figyelhetők meg (*Nemes-Nagy, 2009; Smetkowski–Wójcik, 2012; Farkas, 2016; Lengyel, 2017; Kotosz–Lengyel, 2018; Gorzalak, 2021*).

A területi folyamatok alaposabb megértése érdekében az utóbbi években a NUTS2-es szintűek helyett több kutatás a NUTS3-as szintű régiókat elemezte a gazdasági növekedés és a konvergencia vizsgálatokor (*Butkus et al., 2018; Lengyel et al., 2017; Smirnykh–Wörgötter, 2021; Zsibók–Páger, 2021*). A kelet-közép-európai országok közül a V4-et (Csehország, Lengyelország, Magyarország és Szlovákia) tekintve (*Egri–Lengyel, 2024; Kotosz–Lengyel, 2018*), illetve a V4 mellé Bulgária és Románia régióit (KKE6-államok) is bevonva a vizsgálatok egyaránt

kimutatták, hogy a régiók közötti konvergencia alig érzékelhető, továbbá megfigyelhetők a konvergenciaklubok (Szakálné Kanó–Lengyel, 2021).

Az elemzések szerint a régiók közötti egyenlőtlenségek fennmaradása főleg az agglomerációs előnyöknek köszönhető, mivel elkülönülnek az urbánus és a rurális régiók (Dijkstra et al., 2013; Czaller, 2016; Lengyel, 2016; Camagni et al., 2015; Pintera, 2024). A KKE6-államokban a fővárosok (elsődleges, ún. „first-tier cities”) gazdasági növekedése jóval dinamikusabb, mint a többi nagyvárosé (másodlagos, ún. „second-tier cities”) (Smirnykh–Wörgötter, 2021), míg az EU régebbi tagállamaiban a másodlagos gazdasági növekedésük az élénkebb (Cardoso–Meijers, 2016; Neumann et al., 2014). A régiók típusait vizsgálva Camagni és szerzőtársai (2015) a nagyvárosi agglomerációk, a kisvárosi és a rurális térségek típusait különítették el, Smętkowski (2018) a nagyvárosi és a nem nagyvárosi régiókat. Chapman és Meliciani (2018) a KKE6-államok régiói esetében a városi, a régi iparosodott és a periférikus térségtípusokat különböztette meg. Tanulmányunkban mi az Eurostat (2018) város-vidék típusait vettük alapul, megkülönböztetve a NUTS3-as szintű régiók esetében az alapvetően városi, köztes és az alapvetően vidéki típusokat.

A térbeliség, a térbeli közelség kérdésköre szorosan összefügg a gazdasági növekedés és a konvergencia témájával (Rey–Montouri, 1999; Egri–Tánczos, 2018; Postiglione et al., 2020). A térökonometria a térbeli hatásokat általában két kategóriára bontja: a térbeli függőségre és a térbeli heterogenitásra (Anselin, 1988; Le Gallo–Fingleton, 2021). A térbeli függőség a társadalmi interakciókból következik, amelyeket a térbeli közelség elősegít. A pozitív térbeli autokorrelációra az egymáshoz hasonló értékek térbeli klasztereződéséből, míg a negatív autokorrelációra az egymással szomszédos régióknál eltérő értékekből következtethetünk. A térbeli heterogenitás a vizsgált tér strukturális instabilitását jelenti, azt, hogy a gazdasági reakciók a térben változékonyak (Anselin, 1988; Ertur et al., 2006).

A térbeli interakciók ökonometriai magyarázatára és reprezentációjára számos megoldás született. A térökonometriai szakirodalom a különböző térbeli regressziós modelleket rendszerbe foglalva a „specifikustól az általánosig” és az „általánostól a specifikusig” elnevezésekkel illeti. A „bottom-up” (általánosabb elnevezés: „specifikustól az általánosig”) megközelítés a térmentes modelltől (legkisebb négyzetek módszere) indul ki, és az egyszerűbb térbeli regresszióig jut el (térbeli hiba és térbeli késleltetés modell) (Anselin–Rey, 2014). Az ellentétes irányú, „top-down” vagy az „általánostól a specifikusig” megközelítés a komplexebb hatásmechanizmust kifejező modellektől jut el különböző tesztstatisztikák segítségével az egyszerűbb térbeli, vagy térmentes regresszióig (Elhorst, 2014). Az alapvetően a tesztstatisztikákon alapuló modellválasztást egyéb tényezők is befolyásolhatják, mint például a térbeli tovagyűrűző hatásokat („spatial spillover”) érintő teoretikus megfontolások, avagy azok endogén vagy exogén jellemzői (LeSage–Pace, 2021).

Tanulmányunkban három kutatási kérdésre keressük a válaszokat:

- Megfigyelhető-e a KKE6 NUTS3-as szintű régiói közötti konvergencia, el-
térnek-e a 2008-as válság előtti vagy utáni időszak jellemzői?
- Független-e a KKE6-államok NUTS3-as szintű régióinak gazdasági növekedése
a régiók város-vidék típusától vagy a szomszédságukban lévő régióktól?
- Melyik térökonometriai modell milyen megbízhatósággal használható a
konvergencia magyarázatában?

2. Adatbázis és leíró statisztika

Tanulmányunkban 6 kelet-közép-európai ország NUTS3-as régióinak gazdasági növekedését elemezzük 2000 és 2020 között. Összesen 185 NUTS3-as régió van a 6 országban, Bulgáriában 28 „oblasti”, Csehországban 14 „kraje”, Lengyelországban 73 „podregiony”, Magyarországon 20 „vármegye”, Romániában 42 „judet”, Szlovákiában 8 „kraje”, mindegyik főváros önálló területi egységet alkot (*Eurostat, 2018, 10–11. o.*). Vizsgálatunkban az Eurostat *Database by themes* honlapjáról az egy lakosra számolt, PPS-ben megadott bruttó hazai termék (GDP) [nama_10r_3gdp] és a regionális GDP-hez használatos átlagos éves népesség [nama_10r_3popgdp] adatokat vettük figyelembe. A nemzetközi összehasonlításnál az EU korábbi 14 tagállamát (EU14) vesszük alapul, mivel az KKE6-országok célja az ezen országokhoz történő felzárkózás.

A régiók tipizálásánál az OECD és az ESPON által kidolgozott város-vidék kategóriákat vettük figyelembe (*Eurostat, 2018, 74. o.*):

- *alapvetően városi régiók*, azok a NUTS3-as szintű régiók, ahol a lakosság több mint 80%-a városi klaszterekben él;
- *köztes régiók*, azok a NUTS3-as szintű régiók, ahol a lakosság több mint 50%-a és legfeljebb 80%-a városi klaszterekben él;
- *alapvetően vidéki régiók*, azok a NUTS3-as szintű régiók, ahol a lakosság legalább 50%-a vidéki rácscellákban él.

Ez a tipizálás több szempontból vitatható, de a kétféle lehatárolás szintetizálása összehasonlító statisztikai vizsgálatokra szerintünk alkalmas. „Az eredmények azt mutatják, hogy az ESPON-módszerek felülmúlják a városi és a vidéki térségek hagyományos dichotóm megközelítését, és szilárd bizonyítékot szolgáltatnak a területi különbségekre” (*Cattivelli, 2023*).

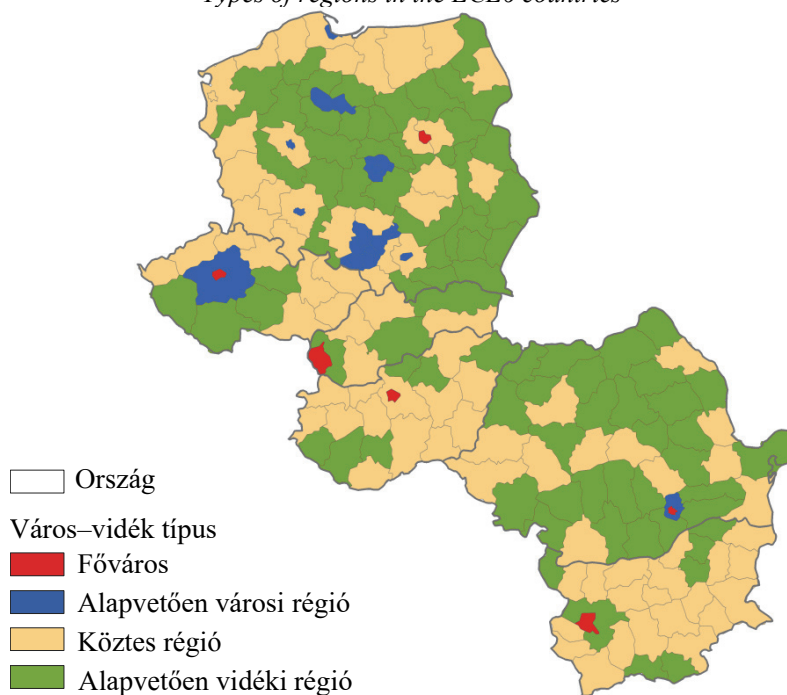
A 6 országban 21 alapvetően városi régió (URB), 84 köztes régió (INT) és 80 alapvetően vidéki régió (RUR) található. Több vizsgálat kiemelte, hogy a 6 ország

fővárosának mint elsődleges („first-ranked”) városnak a gazdasági növekedése jelentősen eltér a többi, másodlagos („second-rank”) városokétól (Camagni *et al.*, 2015; Lengyel, 2017). Emiatt a 6 fővárost külön kategóriába (CAP) vettük, így 4 típust különítettünk el, az URB-kategóriában 15 régió maradt (1. ábra).

1. ábra

A régiók típusai a KKE6-államokban

Types of regions in the ECE6 countries



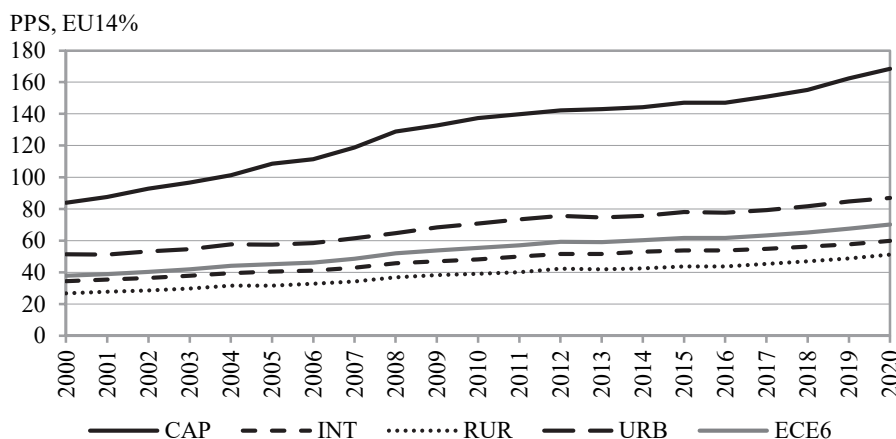
Forrás: a szerzők saját szerkesztése.

Mind a 6 KKE-államban 2000 és 2020 között jelentősen növekedett az egy főre jutó GDP (PPS), a 6 országot együtt nézve 38%-ról 70%-ra (2. ábra). A legnagyobb bővülés Romániában és Bulgáriában figyelhető meg, igaz, alacsony értékről indulva. Csehország kiemelkedik a KKE6-államok közül, a vizsgált időszak végére az EU14 átlagának 87%-át érte el, négy ország (Lengyelország, Magyarország, Románia és Szlovákia) 67–71% között található, Bulgária a többitől elmaradva 51%-ot mutat. Mindegyik országnál megfigyelhető a kiinduló helyzethez képest egy dinamikus felzárkózás, amit a 2008-as válság kissé megállított, de 2010-től újra viszonylag egyenletes, kivéve Szlovákiát, amely 2015-ben újra megtorpant.

A régiók négy típusának adataiból megállapítható, hogy 2000–2020 között mindegyik típusnál jelentkezett gazdasági növekedés. Ez a fővárosi típus (CAP) esetében 2008-ig igen dinamikus volt, már 2004-ben lehaladta az EU14 átlagát, a 2008-as megtorpanást követően 2010-től újra élénkült. Az EU14 átlagához történő felzárkózás a másik 3 régiótípusnál jóval lassúbb és egyenletes ütemű, a 2008-as válság kevésbé érintette őket. A városi típus (URB) felzárkózása is gyors, 2020-ban már az EU14 átlagának 87%-át érte el, míg a köztes (INT) és a vidéki típusok (RUR) gazdasági növekedése visszafogottabb, 2020-ban az EU14 átlagának 60 és 51%-ára jutottak.

2. ábra

Az egy lakosra jutó GDP város-vidék típusonként
GDP per capita by urban-rural type



Jelmagyarázat: CAP – fővárosok; URB – alapvetően városi régiók; INT – köztes régiók; RUR – alapvetően vidéki régiók.

A KKE6 és régiótípusai esetében érzékelhető az EU korábbi 14 országának átlagához való közeledés, de mivel a típusok igen heterogének, jelentős lehet az azokon belüli szóródás, ezért nem állapítható meg, hogy az összes régió esetében konvergencia vagy divergencia figyelhető meg. A 2000–2008 közötti gyors, majd azt követő lassabb felzárkózásból sem következtethetünk a konvergencia ütemének változására. Arra pedig csak a térökonometriai modellek adhatnak választ, hogy a szomszédság miképpen befolyásolja a régiók gazdasági növekedését.

3. Módszertan

Tanulmányunkban kutatási kérdéseink vizsgálatára több módszert alkalmazunk. Elsőként megvizsgáljuk az egy lakosra jutó GDP keresztmetszeti diszperziójának változását, arra keresve a választ, hogy jövedelmi közeledés/távolodás jellemzi-e a KKE6-régiókat. Ezt a relatív szórással mérjük, amelyet a GDP/fő szórása és az átlag arányaként definiálhatunk (Rey, 2021). A közeledés a régiótípusok hasonló gazdasági növekedését jelzi.

A szomszédság hatásának, a térbeli függőségnek a tesztelésére globális autokorrelációs tesztet használunk, amellyel a vizsgált régiók teljesítményére vonatkozó átlagos mintázatokat tárjuk fel. Ezt az összefüggést a Global Moran I segítségével ragadjuk meg (Tóth, 2013; Szakálné Kanó, 2017):

$$I = \frac{n}{2A} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \delta_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}$$

ahol n a régiók száma, \bar{y} a vizsgált mutató számtani átlaga, míg A a szomszédsági kapcsolatok száma. A δ_{ij} együttható értéke 1, ha i és j régiók szomszédosak, azaz közös határuk van, egyébként pedig 0.

Elemzésünkben régiótípusok keresztmetszeti adatokon elvégzett β -konvergencia hipotézisét teszteljük (Barro–Sala-i-Martin, 2004). Legyen $t = 0$ a kezdeti és $t = T$ a végső év, ekkor az alábbi regressziós egyenlet használható fel a teszteléshez (Viegas–Antunes, 2013; Dusek–Kotosz, 2016):

$$\frac{1}{T} \log \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} = \beta_0 + \beta_1 \log y_{i,0} + \beta_2 \text{region type}_1 + \varepsilon_i$$

ahol n a régiók száma és $i=1, \dots, n$, míg $y_{i,0}$ és a $y_{i,T}$ a konvergencia vizsgálatára alkalmazott mutató (jelen esetben az egy lakosra jutó GDP) az i -edik régióban az első és az utolsó megfigyelt évben; β_0 a konstans, ε_i a hibatermék. A két időpont közötti átlagos növekedési ütemet $\log \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}}$ mutatja. Emellett a régiótípusok bekerültek a regressziós egyenletbe dummyváltozóként (Crespo Cuaresma et al., 2014; Ahrend–Schumann, 2014), a teljes kollinearitás elkerülése érdekében csak a fővárosi (CAP), az alapvetően városi (URB) és a köztés (INT) típusok. A város-vidék eltérések hatásának kimutatása során a népsűrűség-mutatót elhagytuk, ennek oka az alkalmazott NUTS3-térségek lehatárolásainak különbsége (pl. Pozsony esetében a főváros vonzáskörzete is része a térségnek, míg Budapest, Prága, Varsó esetében nem).

β -konvergencia abban az esetben figyelhető meg, ha β_1 negatív és szignifikáns. A régiók közötti konvergencia üteme az alábbi módon becsülhető:

$$\gamma = -\frac{1}{T} \ln(1 + \beta_1 T)$$

A térökonometriai szakirodalom olyan modelleket dolgozott ki, amelyek három különböző típusú interakciós hatásokat kezelnek a régiók között (*Elhorst, 2021; Major–Czaller 2016*): az endogén interakciós hatások a függőváltozók között, az exogén kölcsönhatások a megfigyelési egységek magyarázóváltozói között, és a kölcsönhatások a hibatagok között. Feltételezésünk alapján a térbeliség érvényesülése mindhárom módon érvényesülhet a KKE6 régióinak konvergenciafolyamataiban.

Feltételezésünk szerint az endogén interakciós hatások, másképpen globális térbeli tovaggyűrűző hatások jelenléte (*LeSage–Pace, 2021*) egyértelműen a rendszerváltoztatást követő globális integrációhoz, illetve az EU-csatlakozáshoz kötődik. A KKE-térség társadalmi-gazdasági térbeli transzformációja és terjedése nyugat-kelet irányt vett fel, ami jellemző például a közlekedési beruházások vonalaira (transzeurópai hálózatok), a négy szabadságjog érvényesülésének hatásai (személyek áramlása keletről nyugatra, tőke, árak és szolgáltatások áramlása nyugatról keletre) stb. Az exogén kölcsönhatások, vagyis a lokális térbeli tovaggyűrűző hatások – másképpen indirekt hatások (*LeSage–Pace, 2021, 2063. o.*) – is feltételezhetők a konvergencia jelenségében, hiszen a szomszédos térségek földrajzi közelsége is egyértelműen befolyásolja a gazdasági növekedés mértékét, a társadalmi-gazdasági interakciókat (*Ahrend–Schumann, 2014; Veneri–Ruiz, 2013; Tóth, 2024*). Mivel elemzésünkben különböző országokat vizsgálunk, amelyek eltérő gazdasági fejlettségi szinten vannak, így feltételezhető a térbeli heterogenitás jelenléte a kelet-közép-európai régiók konvergenciájában. Ugyanakkor az ország dummyváltozók bevonása jelentős multikollinearitást okoz modelljeinkben, így azok elhagyását szükségyszerűnek tartjuk.

Elemzésünk kiinduló modellje a legkisebb négyzetek módszere (*ordinary least squares, OLS*), amelyben függőváltozó az átlagos gazdasági növekedés, a függetlenek pedig a kezdeti gazdasági teljesítmény és a régiótípus dummyváltozók, amelyek hatással bírnak a regionális egyensúlyi jövedelmi pályákra (1. táblázat). A térbeli késleltetésmodell (*Spatial Autoregressive Model, SAR*) az eddigi paraméterek mellé beemeli a függőváltozó (átlagos gazdasági növekedés) térben késleltetett értékeit (ρWY), amely az endogén interakciós hatásokat fejezi ki (*Anselin, 1988; Varga, 2002*). A térbeli hibamodel (*Spatial Error Model, SEM*) a térben késleltetett hibatagokat (u) tartalmazza, a térbeli korreláció alapvetően „zajként” jelenik meg (*Varga, 2002; Váry, 2017*). A térben késleltetett X (*Spatial Lag of X, SLX*) regresszióban a térbeli tovaggyűrűző hatásokat a magyarázóváltozók térben késleltetett szomszédos értékei ($WX\theta$) fejezik ki. A térbeli Durbin-modell (*Spatial Durbin Model, SDM*) mind az endogén (ρWY), mind az exogén ($WX\theta$) interakciós hatásokat tartalmazza. A modell alkalmazását egyrészt a kihagyott változók problémája motiválja, másrészt a térbeli heterogenitás (*Major–Czaller, 2016; LeSage–Pace, 2021*).

1. táblázat

A regionális konvergenciát magyarázó térökonometriai modellek
Spatial econometric models explaining regional convergence

Legkisebb négyzetek módszere, OLS	$Y = \alpha + X\beta + \varepsilon$
Térbeli késleltetésmodell, SAR	$Y = \rho WY + \alpha + X\beta + \varepsilon$
Térbeli hibamodel, SEM	$Y = \alpha + X\beta + u, u = \lambda Wu + \varepsilon$
Térben késleltetett X-modell, SLX	$Y = \alpha + X\beta + WX\theta + \varepsilon$
Térbeli Durbin-modell, SDM	$Y = \rho WY + \alpha + X\beta + WX\theta + \varepsilon$
Térbeli Durbin-hibamodel, SDEM	$Y = \alpha + X\beta + WX\theta + u, u = \lambda Wu + \varepsilon$
Kelejian–Prucha-modell (SARAR)	$Y = \rho WY + \alpha + X\beta + u, u = \lambda Wu + \varepsilon$
Manski-modell (GNS)	$Y = \rho WY + \alpha + X\beta + WX\theta + u, u = \lambda Wu + \varepsilon$

Forrás: Anselin, 1988; Varga, 2002; Manski, 1993; Elhorst, 2014; Kelejian–Prucha, 2010 alapján saját szerkesztés.

A térbeli Durbin-hibamodel (Spatial Durbin Error Model, SDEM) esetében feltételezhető, hogy nincs endogén interakció, a hangsúly alapvetően lokális extern hatásokon ($WX\theta$), és a térbeli heterogenitáson van (LeSage, 2014). A Kelejian–Prucha regresszióban (másnéven Spatial Autoregressive Combined Model, SARAR, vagy Spatial Autoregressive Confused, SAC) a függőváltozó térben késleltetett értékét (ρWY), illetve a hibatagok szomszédos értékeit (u) tartalmazza (Kelejian–Prucha, 2010). A modellben becsült β -k hibásak lehetnek, amennyiben a valós modell exogén interakciókat tartalmaz (vagyis az a kihagyott változóból adódó torzítás jellemző) (LeSage–Pace, 2009). A Manski-modell (General Nesting Spatial Model, GNS) mindhárom térbeli kölcsönhatást magába foglalja (endogén, exogén, hibatagok autokorrelációja: ρWY , $WX\theta$, u) (Manski, 1993). Ugyanakkor mindhárom térbeli interakció egy regresszióban történő becslése nem hoz konzisztens becslést, az endogén és az exogén hatások elkülönítése nem lehetséges (Elhorst, 2014).

A megfelelő regressziós modell kiválasztása többféle módon történhet (Anselin–Rey, 2014; Elhorst, 2014). Az ún. „bottom-up” megközelítés az OLS-regresszióból indul ki, majd a Lagrange-multiplikátortesztek (klasszikus és robusztus) alapján dönthetünk a SAR, a SEM, vagy éppen az OLS-modell további használatáról (Anselin–Rey, 2014).

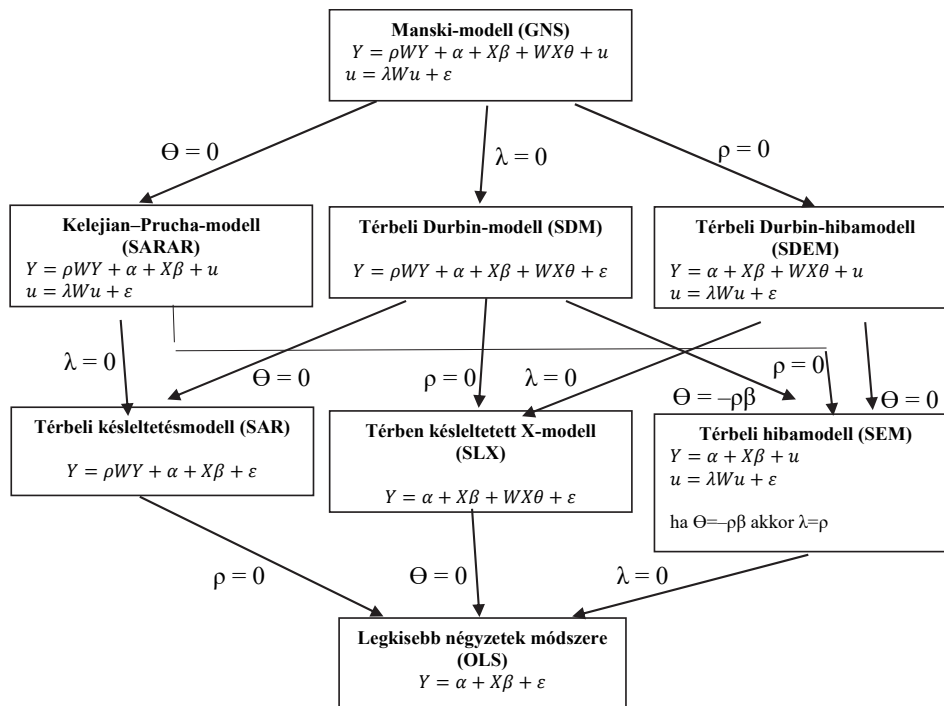
Elhorst (2014) a fentebb ismertetett 8 modell közötti választási módszerre tesz javaslatot (az általánostól a specifikusig megközelítés) (3. ábra). A komplex megközelítés a Manski-modellből indul ki, ami a térbeli kapcsolatokat kifejező paraméterek alapján szűkíthető tovább. Ha például $\theta = 0$, akkor a Kelejian–Prucha-modell használandó, ha $\lambda = 0$, akkor az SDM, ha pedig a $\rho = 0$, akkor az SDEM. Amennyiben a Kelejian–Prucha-modellben a $\lambda = 0$, akkor a térbeli késleltetés-, ha pedig a $\rho = 0$, akkor a térbeli hibamodel választandó. A térbeli Durbin-modell leszűkíthető a térbeli késleltetésre ($\theta = 0$), a térben késleltetett X-re ($\rho = 0$), vagy

a térbeli hibamodellre ($\theta = -\rho\beta$). A térbeli Durbin-hibamodell egyrészt az SLX-re ($\lambda = 0$), vagy az SEM-re egyszerűsíthető ($\theta = 0$). Amennyiben a térbeli késleltetés, a térben késleltetett X és a térbeli hiba esetében a térben késleltetett paraméter (ρ, θ, λ) 0, akkor a legkisebb négyzetek módszere a megfelelő modell.

A Likelihood-arányteszt alkalmas módszer a modellek szelekcijára, az összetett modellek leegyszerűsítésére (például az SDM esetén SAR-, SLX- vagy SEM-modellekre, az SDM-et SEM- vagy SLX-modellekre) (LeSage–Fischer, 2009; Angulo–Mur, 2011).

3. ábra

A keresztmetszeti adatok vizsgálatára kidolgozott térökonometriai modellek
Spatial econometric models developed to analyse cross-sectional data



Forrás: Elhorts (2014, 9. o.) alapján saját szerkesztés.

LeSage és Pace (2021) szerint viszont nemcsak a tesztstatisztikák alapján, hanem a térbeli tovagyűrűző hatások teoretikus jellemzőin (endogén, exogén hatások) alapuló modellt szükséges választani. A globális térbeli tovagyűrűző hatásokat a SAR és az SDM, a lokális tovagyűrűző hatásokat az SLX és az SDEM képes megjeleníteni.

Elemzéseink során mind a statisztikai teszteken alapuló, mint a teoretikus megközelítésekre támaszkodunk, alapul vesszük azokat, majd értelmezzük a főbb eredményeket. Egyik célunk a térbeli konvergenciafolyamatokat leginkább hatékonyan és konzisztensen leíró modellek tesztelése alapján a megbízhatóságuk értékelése.

LeSage és Pace (2009), valamint *Elhorst (2014)* szerint azon regressziók esetében, ahol az egyenlet jobb oldalán megtalálható a függőváltozó térben késleltetett értéke (ρWY , jelen esetben a szomszédos régiók gazdasági növekedése), a regressziós együtthatók értelmezése nem közvetlen, mint az OLS vagy a SEM esetében. A térbeli modellek együtthatói kifejezik a kovariánsok közvetlen és közvetett hatását. A közvetlen hatások a magyarázóváltozók hatását mutatja a függőváltozóra az i -edik régióban. A közvetett (vagyis térbeli tovagyrúzó) hatások az i -edik régióból származó hatások megjelenését jelzi a szomszédos régiókban, amelynek mértéke függ a régió elhelyezkedésétől, a szomszédosági kapcsolatoktól, valamint a regressziós paramétereiktől. A SAR- és a SARAR-regresszióknál a közvetlen hatásokat a $(I - \rho W)^{-1} \beta_k$ átlóban lévő elemei mutatják, míg az közvetett hatásokat az $(I - \rho W)^{-1} \beta_k$ az átlón kívüli elemei jelzik. Az SDEM- és az SLX-modell esetében a β_k a közvetlen hatásokat, míg a θ vektorban szereplő együtthatók helyi tovagyrúzó hatást jelentik. Az SDM- és a Manski- modellben a közvetlen hatásokat $(I - \rho W)^{-1} [\beta_k + W\theta_k]$ átlóban szereplő értékei fejezik ki, míg a közvetett hatásokat $(I - \rho W)^{-1} [\beta_k + W\theta_k]$ átlón kívüli elemei mutatják meg (*Elhorst, 2014*). Ezen hatások meghatározása indokolt, ez ad lehetőséget a konvergenciaütem meghatározására.

A térbeli tovagyrúzó hatások megkülönböztethetők a közvetlen és közvetett hatások rugalmassága alapján, amelyek befolyásolhatják a becslés minőségét (*Rüttenauer, 2022*). A SAR- és a SARAR-modell esetében konstans arányok jellemzik a közvetlen és közvetett hatásokat, az SLX, az SDM, az SDEM és a GNS esetén teljes rugalmasság jellemző, míg a SEM nem képes térbeli tovagyrúzó hatásokat kifejezni (*Elhorst, 2021*) (2. táblázat).

2. táblázat

A térökonometriai modellekben megjelenő kölcsönhatások, illetve a tovagyrúzó hatások rugalmassága

The elasticity of interactions and spillover effects in spatial econometric models

Modelltípus	Interakciók	A térbeli tovagyrúzó hatások rugalmassága
Térbeli késleltetés (SAR)	WY	konstans arányok
Térbeli hibamodel (SEM)	Wu	nincs térbeli tovagyrúzó hatás
Térben késleltetett X (SLX)	WX	teljesen rugalmas
Kelejian–Pruha-modell (SARAR)	WY, Wu	konstans arány
Térbeli Durbin-modell (SDM)	WY, WX	teljesen rugalmas
Térbeli Durbin-hibamodel (SDEM)	WX, Wu	teljesen rugalmas
Manski-modell	WY, WX, Wu	teljesen rugalmas

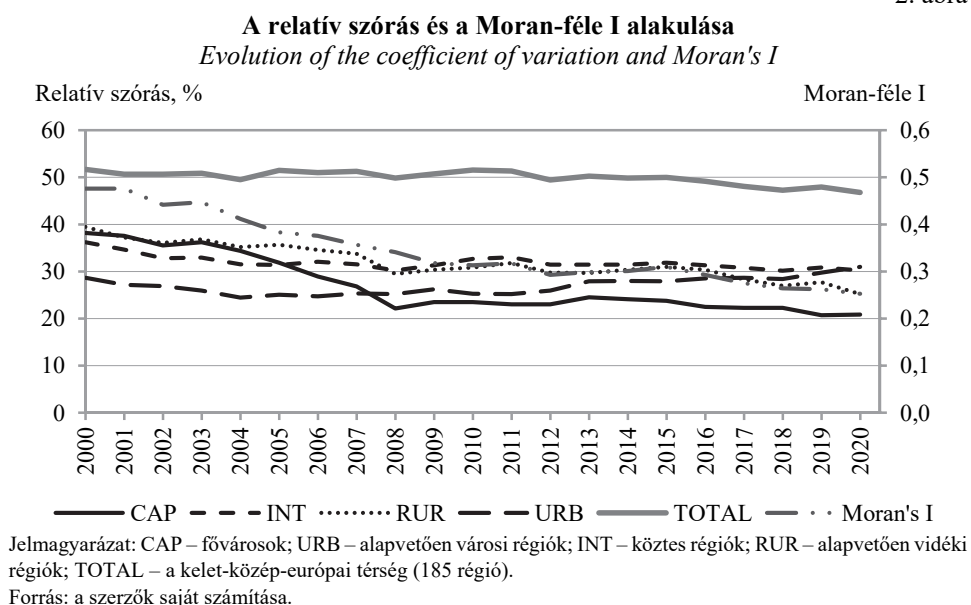
Forrás: *Elhorst (2021)*.

Regresszióinkban a szomszédsági relációkat egy W-súlymátrix segítségével fejezzük ki, amelyet az elsőrendű sornormált királynő mátrixként határozunk meg. Az eredmények robusztusságát többféle térbeli súlymátrix segítségével vizsgáljuk, ehhez a k-legközelebbi szomszédok és a távolságalapú súlymátrixokat választottuk. A térbeli regressziók számításait az R-környezetben elérhető „spdep”, „rgdal”, „spatialreg”, „sf” és „rgeos” könyvtárak felhasználásával kapjuk, a számításokat *Burkey (2018)* és *Pebesma–Bivand (2023)* alapján végeztük el.

4. A KKE6 régióinak konvergenciája

A 185 régió esetében 2000-től 2004-ig az egy főre jutó GDP-ben (PPS) a relatív szórással mért különbségek alig változtak (4. ábra). 2004 után ugyan kissé növekvő divergenciát figyelhetünk meg, ami 2013 után átváltott konvergenciába, de az egész időszakot tekintve a különbségek nagyjából állandónak tekinthetők, nagyon csekély a kiegyenlítődés.

2. ábra



A régiótípusokat tekintve a fővárosok esetében (CAP) egy erőteljes konvergenciafolyamat látható 2008 előtt, utána stagnálnak/enyhén csökkennek a különbségek. Az urbánus térségeknél (URB) 2004-ig alacsonyabb egyenlőtlenségi szinten enyhe konvergencia, majd ezt követően 2020-ig fokozatos divergencia lépett fel. Az intermediate (INT-) és a rurális (RUR-) régiónál kisebb hullámzások mellett magasabb egyenlőtlenségekről kiindulva egyre csökkenő különbségek tapasztalhatók 2008-ig. Ezt követően az INT esetében inkább stagnáló különbségek, míg a RUR esetében konvergencia figyelhető meg. Egyik régiótípus szóródása sem haladja meg a teljes régiótömeg egyenlőtlenségét, ezért véleményünk szerint az alkalmazott város-vidék tipizálás a további számításokhoz megfelelő, kellően homogén csoportokat alkotnak.

A globális Moran I index időbeli alakulása alapján megfigyelhető, hogy 2010-ig erőteljesen csökken az index értéke, azaz a szomszédos régiók egyre inkább eltérő ütemben növekedtek, majd 2011-ig stagnálás jellemző, végül újra csökken a térbeli hasonulás.

Az egész időszakot tekintve tehát a 185 régió esetében stagnáló, végül csökkenő szóródást láttunk, ami csökkenő területi hasonulással párosul. A relatív szórás és a Moran-féle I közötti korreláció értéke $+0,64$, $p < 0,01$ mellett, ami a két jelenség együttmozgását jelzi. A területi egyenlőtlenségek és a térbeli hasonulás viszonyában a 2000–2020 közötti periódusban a „csökkenő térbeli autokorreláció, amely konvergenciához és vegyes jellegű térbeli diffúzióhoz vezet” kategória jellemző (Smętkowski, 2015). Úgy véljük, ennek oka a fővárosok dinamikusabb növekedése és a periférián megjelenő városi „hot-spotok” (Kolozsvár, Brassó), valamint a lengyel városrégiók (Wrocław, Lódz) dinamizmusának hatása.

Mivel a 2008-as válság előtti és utáni szakaszok részben eltérő trendeket tartalmaznak, célszerű elkülöníteni a két időszakot. A konvergenciát magyarázó (elsődleges) regressziós modelljeinket ezért a 2000–2008-as és a 2010–2020-es időszakra teszteltük. Az előzetes („bottom-up” típusú) megközelítéssel azt szeretnénk vizsgálni, hogy a KKE6-térséget érintő abszolút (a csupán a kezdeti fejlettségi szinttől függő) konvergenciafolyamatok (Barro–Sala-i-Martin, 2004) térbeli beágyazottsága mennyire jellemző, illetve alapvetően milyen típusúak a térbeli interakciók (3. táblázat).

Az OLS-regressziók szerint mindkét időszakra jellemző az abszolút konvergencia, vagyis a kevésbé fejlett régiók növekedése szignifikánsan magasabb, azaz felzárkózás tapasztalható a fejlettebb régiókhöz. Ez a jelenség gyakorlatilag a területi különbségek állandósulása mellett tapasztalható, vagyis helytálló Barro és Sala-i-Martin (2004) megállapítása, miszerint a bétakonvergencia nem feltétlenül jár együtt a szigmakonvergenciával. Különösen látványos az első időszak (2000–2008) trendjei esetében, ahol a konvergencia sebessége közel két és félszer magasabb a másodikhoz képest (3,29 vs. 1,44%), ugyanakkor a relatív szórás értéke jóval stabilabb, mint 2010–2020 között.

3. táblázat

A hagyományos és a térbeli abszolút konvergenciaregressziók
Traditional and spatial absolute convergence regressions

Változók	2000–2008			2010–2020		
	OLS	SEM	SAR	OLS	SEM	SAR
Kezdeti GDP/lakos	–0,029*** (0,004)	–0,010** (0,004)	–0,009*** (0,003)	–0,013*** (0,002)	–0,008*** (0,002)	–0,007*** (0,002)
Konstans	0,326*** (0,033)	0,164*** (0,037)	0,097*** (0,026)	0,164*** (0,020)	0,112*** (0,021)	0,076*** (0,018)
ρ	–	–	0,742*** (0,053)	–	–	0,619*** (0,067)
λ	–	0,782*** (0,050)	–	–	0,646*** (0,067)	–
Megfigyelések száma	185	185	185	185	185	185
AIC	–871,2	–979,55	–981,56	–1108,37	–1175,13	–1174,81
LogL	437,6	491,774	493,78	556,19	589,56	590,40
Kiigazított R ²	0,241	0,647	0,647	0,168	0,481	0,481
Moran-teszt (hibatagok)	0,507***	–	–	0,441***	–	–
LM-Error-teszt	106,38***	–	–	80,59***	–	–
LM-Lag-teszt	126,30***	–	–	88,90***	–	–
Robusztus LM-Error-teszt	0,327	–	–	0,01	–	–
Robusztus LM-Lag-teszt	20,24***	–	–	8,33***	–	–
LM hibatag autokorr. teszt	–	–	0,659	–	–	12,22**
Térbeli Breusch-Pagan-teszt	–	1,077	0,385	–	–	5,361*
Hausman-teszt	–	4,70.	–	–	52,518***	–
Konvergenciaütem, %	3,29	1,08	4,06	1,44	0,83	1,87
Felezési idő, év	21,07	63,92	17,08	48,31	85,80	37,00

Megjegyzés: az összes modell becslése az elsőrendű sornormált királynómátrixszal történt. A zárójelben a becslés standard hibája látható. A ρ a térbeli autoregressziós együttható, a λ az autoregresszív hibatagok térben késleltetett értékeinek paramétere. Szignifikancia: . $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

A modellek magyarázóereje viszonylag csekélynek tekinthető (24,1 és 16,8%) – vagyis a konvergencia feltételezhetően nemcsak a kezdeti állapot függvénye –, továbbá egyértelmű szignifikáns térbeli függőség fedezhető fel a hibatagok esetén. A „bottom-up” megközelítés alapján inkább a térbeli késleltetés (SAR) modell-specifikáció jöhet szóba mindkét időszakban, hiszen a klasszikus LM-lag- és LM-error-tesztek egyaránt szignifikánsak, ugyanakkor azok robusztus változatai közül csak az LM-lag-teszt szignifikáns (*Anselin-Rey, 2014*). A 2000–2008 közötti térbeli hiba modell (SEM) esetében minden regressziós paraméter 0,001-es szinten válik szignifikánssá, és a ρ paraméter szintén magasan szignifikáns (0,742, $p < 0,001$)

mellett). A modell reziduálisai szignifikáns autokorrelációval (LM-hibatag autokorrelációs teszt: 0,659), illetve a heteroszkedaszticitással nem terheltek (térbeli Breusch–Pagan-teszt: 0,385). Tehát ebben az időszakban a gazdasági növekedésre endogén interakció figyelhető meg, okkal feltételezhető, hogy a konvergenciafolyamatok globális térbeli tovaggyűrűző hatása jellemző (Elhorst, 2021). A térbeli közelség egyértelműen felgyorsítja a konvergenciát, a konvergencia sebessége a Barro és Sala-i-Martin-féle „legendás” (Abreu et al., 2005) 2%-os konvergenciaütem duplája (4,06%) és 17,08 évnnyi felezési idő tapasztalható.

A 2010–2020 közötti időszakban a térbeli késleltetésmodell kevésbé tekinthető hatékony modellnek, a hibatagok esetében szignifikáns területi autokorreláció fedezhető fel (LM-hibatag-autokorreláció teszt: 12,22, $p < 0,01$ mellett), illetve heteroszkedaszticitás problémaként lép fel (térbeli Breusch-Pagan teszt: 5,361, $p < 0,05$ mellett). Ugyanakkor mivel a Hausman-teszt magasan szignifikáns (52,518, $p < 0,001$ mellett), a térbeli hibamodel (és az OLS sem) a megfelelő a 2010–2020 közötti konvergencia tesztelésére. Utóbbi időszak konvergenciasebességei és felezési idői összességében egy lelassuló konvergenciát jeleznek.

5. A régiótípusokkal kiegészített konvergencia

A régiók város-vidék tipológiával kiegészített OLS-becslés jelentős magyarázóerő-növekedést jelez, az kiigazított R^2 értéke 0,412-re emelkedik (4. táblázat). A régiótípusok az urbanizáltsági szintnek megfelelően erősítik a növekedést, ugyanakkor csak a CAP- és az URB-típusok szignifikáns tényezők a kelet-közép-európai régiók konvergenciájában. A régiótípusok beemelésével a konvergencia is felgyorsul (5,50%-ra nő, míg a típusok nélküli regressziónál 3,29%). Az eredmények aszimmetrikus konvergenciát jeleznek a KKE6-régiók esetében (Ahrend–Schumann, 2014; Crespo Cuaresma et al., 2014), ami jellemzően az agglomerációs előnyöket nyújtó nagyvárosi és fővárosi régiók miatt alakul ki.

A Moran I továbbra is szignifikáns területi autokorrelációt jelez az OLS hibatagjai esetében, a klasszikus és a robusztus LM-tesztek alapján a térben késleltetett modell (SAR) indokolt. A modell ρ paramétere magasan szignifikáns (0,656, $p < 0,001$), vagyis a növekedés globális tovaggyűrűző hatásai jelentősek, emellett a fővárosi és az alapvetően városi régiók újra szignifikánsan járulnak hozzá a gazdasági növekedéshez. A konvergencia sebessége közel 2 százalékponttal nő az OLS-hez képest, a felezési idő 10 év alá esik vissza.

4. táblázat

A régiótípusok térbeli konvergenciavizsgálata, 2000–2008
Spatial convergence study with region types, 2000–2008

Változók	OLS	SEM	SAR	SLX
Kezdeti GDP/lakos	−0,044*** (0,004)	−0,028*** (0,005)	−0,019*** (0,004)	−0,027*** (0,007)
CAP	0,070*** (0,010)	0,040*** (0,008)	0,036*** (0,008)	0,057*** (0,011)
URB	0,021*** (0,006)	0,017** (0,005)	0,011* (0,005)	0,014, (0,007)
INT	0,003 (0,003)	0,005* (0,003)	0,002 (0,002)	0,001 (0,003)
ρ	–	–	0,656*** (0,059)	–
λ	–	0,730*** (0,057)	–	–
Θ kezdeti GDP/lakos	–	–	–	−0,024** (0,009)
Θ CAP	–	–	–	0,107** (0,035)
Θ URB	–	–	–	0,006 (0,010)
Θ INT	–	–	–	−0,009. (0,006)
Konstans	0,457*** (0,035)	0,314*** (0,045)	0,191*** (0,036)	0,514*** (0,039)
Megfigyelések száma	185	185	185	185
AIC	−915,47	−995,66	−997,37	−927,23
Log-likelihood	462,74	502,83	504,37	472,62
Kiigazított R ²	0,412	0,678	0,673	0,483
Moran-teszt	0,448***	–	–	0,473***
LM–Error-teszt	83,28***	–	–	92,58***
LM–Lag-teszt	91,00***	–	–	92,92***
Robust LM–Error-teszt	2,843.	–	–	0,888
Robust LM–Lag-teszt	10,56***	–	–	1,23
LM-hibitag autokorr. teszt	–	–	0,176	–
Térbeli Breusch–Pagan-teszt	–	1,681	6,859	18,313**
Hausman-teszt	–	13,70**	–	–
Konvergenciaütem, %	5,50	3,19	7,46	6,55
Felezési idő, év	12,61	21,76	9,29	10,58

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(folytatás)

Változók	SDEM	SDM	SARAR	Manski
Kezdeti GDP/lakos	-0,027*** (0,005)	-0,023*** (0,006)	-0,015*** (0,004)	-0,028*** (0,005)
CAP	0,055*** (0,009)	0,042*** (0,008)	0,033*** (0,008)	0,057*** (0,010)
URB	0,015** (0,006)	0,014** (0,005)	0,009, (0,005)	0,016** (0,006)
INT	0,003 (0,003)	0,004 (0,002)	0,001 (0,002)	0,002 (0,003)
ρ	–	0,672*** (0,062)	0,750*** (0,081)	-0,207 (0,201)
λ	0,694*** (0,061)	–	-0,230 (0,186)	0,788*** (0,087)
Θ kezdeti GDP/lakos	-0,017. (0,009)	0,007 (0,007)	–	-0,022. (0,012)
Θ CAP	0,099*** (0,030)	0,051, (0,027)	–	0,106*** (0,031)
Θ URB	0,002 (0,010)	-0,010 (0,008)	–	0,006 (0,010)
Θ INT	-0,010 (0,006)	-0,010* (0,004)	–	-0,008 (0,006)
Konstans	0,456*** (0,082)	0,166*** (0,042)	0,147*** (0,043)	0,519*** (0,129)
Megfigyelések száma	185	0,185	185	185
AIC	-1001,0	-1000,9	-998,9	-1000,0
Log-likelihood	511,48	510,81	504,96	511,80
Kiigazított R ²	0,701	0,696	0,691	0,719
Moran-teszt	–	–	–	–
LM-Error-teszt	–	–	–	–
LM-Lag-teszt	–	–	–	–
Robust LM-Error-teszt	–	–	–	–
Robust LM-Lag-teszt	–	–	–	–
LM-hibatag autokorr. teszt	–	0,145	–	–
Térbeli Breusch-Pagan-teszt	12,173	14,526	9,154.	11,398
Hausman-teszt	53,496***	–	–	–
Konvergenciaütem, %	5,41	6,24	8,14	4,97
Felezési idő, év	12,82	11,11	8,52	13,95

Megjegyzés: CAP – fővárosok; URB – alapvetően városi régiók; INT – községi régiók. Az összes modell becslése az elsőrendű sornormált királynőmátrixszal történt. A zárójelben a becslés standard hibája látható. A ρ a térbeli autoregressziós együttható, a λ az autoregresszív hibatagok térben késleltetett értékeinek paramétere, a Θ a térben késleltetett X-változók vektora. Szignifikancia: . $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

A térbeli hibamodell (SEM) regresszió esetén a CAP- és az URB-régiók mellett az INT-régiók is pozitívan és szignifikánsan hatnak a növekedésre, emellett a λ paraméter kimagasló értéket vesz fel (0,730, $p < 0,001$), jelezve a térbeli zajt. A regresszió jobb illeszkedést mutat az OLS-hez képest, ugyanakkor a Hausman-teszt jelzi a téves specifikációt (*Pace–LeSage, 2009*).

A térben késleltetett X (SLX) regresszió eredményei ráirányítják a figyelmet az exogén kölcsönhatásokra, a kezdeti jövedelem, továbbá a CAP- és az INT-régiók lokális extern hatásaira. Vagyis a kezdeti jövedelemszint, a CAP- és az URB-típusok direkt (adott régió növekedését befolyásoló) hatásai mellett a kezdeti jövedelem esetében a CAP- és az INT-régiók szignifikáns szomszédokra gyakorolt (indirekt) hatásai is fellelhetők. A regresszió alacsonyabb illeszkedést mutat a SEM- és a SAR-modellekhez képest, emellett több diagnosztikai probléma (a hibatagok szignifikáns térbeli autokorrelációja, heteroszkedaszticitás) miatt a regresszió használata elvetendő.

A térbeli Durbin-hibamodell (SDEM) ismét a lokális tovagyrúzó hatásokra hívja fel a figyelmet, különösen a kezdeti jövedelem és a CAP-régiók esetében. Emellett a kezdeti jövedelemszint, a CAP- és az URB-régiók közvetlen hatásai érvényesülnek. A regressziót kimagasló magyarázóerő jellemzi (Log-likelihood: 511,48, R^2 : 0,711), a λ paraméter magasan szignifikáns (0,694, $p < 0,001$). A felezési idő közel azonos az OLS-modelléhez, vélhetően a jelentős térbeli heterogenitás magyarázza ezt a jelenséget.

A térbeli Durbin-modell (SDM) alapján a gazdasági növekedés térben késleltetett együtthatója magasan szignifikáns (0,672, $p < 0,001$), jelezve a globális tovagyrúzó hatások jelenlétét a 2000–2008 közötti kelet-közép-európai konvergenciában. Tehát a növekedési folyamatokban (a SAR-hoz hasonlóan) endogén interakciós hatások feltételezhetők, amelyek az egész KKE6-térséget érintik. Emellett az exogén interakciók is jelen vannak (fővárosi és közttes régiók) a modellben, amely szintén magasabb magyarázóerővel bír (Log-likelihood: 510,81, R^2 : 510,81).

A két utóbbi regresszió esetében felvetődik, hogy esetlegesen tovább szűkíthetők-e a modellek (*Elhorst, 2014; LeSage–Pace, 2009*). A Likelihood-arányteszt eredményei alapján az SDM nem szűkíthető le a SAR-ra (12,959, $p < 0,05$), az SLX-re (76,389, $p < 0,001$), vagy a SEM-re (15,959, $p < 0,001$). Az SDEM szintén nem egyszerűsíthető le a SEM-re (17,303, $p < 0,001$), vagy az SLX-re (77,33, $p < 0,001$). Az SDEM esetében ugyanakkor a Hausman-teszt magasan szignifikáns, így annak téves specifikációja jellemző (*Pebesma–Bivand, 2023*). A tesztek rámutatnak arra, hogy a SDM megfelelő szereppel bír a KKE6 régiói konvergenciájának térbeli specifikációs folyamataiban, az egyszerűbb térökonometriai modelleket is beágyazza magába (*Elhorst, 2021*).

A Manski-modellt elvetjük, mivel nem különíthetők el az endogén és az exogén, valamint a hibatagok közötti kölcsönhatások, a túlparametrizálás jelensége léphet fel (Elhorst, 2014). A Kelejian–Prucha-modellt pedig a kihagyott változó probléma miatt vetjük el, hiszen a feltételezett exogén interakciók nem jelennek meg a regresszióban. Mindkét regresszió esetében a ρ és a λ paraméterek ellentétes előjelei tapasztalhatók. Így, az eredmények alapján a SDM mellett döntöttünk.

Mivel az SDM esetében sem használhatók a regressziós koefficiensek közvetlenül, célszerű elemezni a direkt és indirekt hatásokat is (5. táblázat). A kezdeti szint együtthatója negatív és magasan szignifikáns, míg annak területileg késleltetett értéke szintén negatív előjelű, és szignifikáns. Vagyis egy-egy régió 2000. évi fejlettségi szintjének térbeli (tovagyűrűző) hatása is jelentős a modellben, hatása van a szomszédos régiókra. Az INT-régiók direkt hatása nem szignifikáns a területi konvergenciában, míg az azokkal szomszédos régiókra vonatkozóan viszont visszafogják a növekedést ($p < 0,10$ mellett).

A növekedést visszahúzó („backwash”) hatás mögött a szomszédos gyengén fejlett régiókból való erőforrás-átzivattyúzást feltételezhetjük (Veneri–Ruiz, 2013). Az alapvetően városi régiók csak közvetlenül járulnak hozzá a konvergenciához, viszont a közeli régiókra nincsenek szignifikáns hatással, itt nem beszélhetünk területi túlsordulásról. Egyedül a fővárosi régiók esetében tapasztalható az a jelenség, hogy nemcsak közvetlenül, hanem közvetve, azok szomszédjai esetében is statisztikailag megbízhatóan jelezhető a növekedéshez való hozzájárulásuk. A fővárosi régiók hatását érdemes kiemelni egyrészt azok intenzitása miatt, másrészt pedig a teljes hatás összetétele miatt. Az indirekt hatások jóval nagyobb – közel négyszeres – értékkel bírnak, mint a helyi hatások. A modell alapján a konvergencia sebessége több mint 6%-os, 11,1 éves felezési idővel társulva.

5. táblázat

Közvetlen és közvetett hatások összegzése (térbeli Durbin-modell, 2000–2008)

Summary of direct and indirect impacts (Spatial Durbin Model, 2000–2008)

Változók	Közvetlen hatás	Közvetett hatás	Teljes hatás
Kezdeti GDP/lakos	–0,025*** (0,005)	–0,024* (0,012)	–0,049*** (0,012)
CAP	0,059*** (0,011)	0,224** (0,082)	0,283** (0,089)
URB	0,014** (0,005)	–0,000 (0,023)	0,014 (0,025)
INT	0,002 (0,003)	–0,022. (0,013)	–0,020 (0,014)

Megjegyzés: CAP – fővárosok; URB – alapvetően városi régiók; INT – községi régiók. A zárójelben a becslés standard hibája látható. Szignifikancia: . $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

A 2010–2020-as időszakra vonatkozó regressziós elemzések egy térben jóval heterogénebb képet mutatnak a konvergenciafolyamatok vonatkozásában (6. táblázat). A Manski- és a SARAR-modellt elvetettük a korábbi okok miatt, jelen regressziókban mindkét típus esetében a λ és a ρ paraméterek szignifikánsak, de újra ellentétes előjellel szerepelnek.

A SDM az egyik legmagasabb Log-likelihood-értékkel bír, ugyanakkor igen csekély a szignifikáns prediktorok száma és szignifikáns térbeli autokorreláció maradt a regresszióban, továbbá a heteroszkedaszticitás is jelen van. A Likelihood-arány-teszt szerint az SDM nem egyszerűsíthető le a SAR-modellre (LR = 11,027, $p < 0,05$), sem az SLX-re (LR = 59,66, $p < 0,0001$), sem pedig a SEM-re (LR = 10,477, $p < 0,05$). Az összetett modellek közül az SDEM szintén magas Log-likelihood értékkel bír (598,74), ugyanakkor szintén alacsony a szignifikáns magyarázó tényezők aránya. A kezdeti jövedelem csak direkt módon ($-0,010$, $p < 0,001$), az URB-régiók indirekt módon járulnak hozzá a növekedéshez ($0,011$, $p < 0,10$), míg a CAP-régiók indirekt módon csökkentik a szomszédos régiók gazdasági növekedését ($-0,032$, $p < 0,10$).

A Likelihood-aránytesztek eredményei alapján az SDEM nem egyszerűsíthető le az SLX-re (LR = 57,358, $p < 0,001$), viszont az SEM-re való leszűkítés csak $0,10$ szignifikanciaszint mellett utasítható el (LR = 8,175). Az SLX- és a SAR-modell választása nem javasolt, nagyon hasonló problémák jellemzik a regressziókat (szignifikáns térbeli autokorreláció a hibatagokban, heteroszkedaszticitás.) A SEM-regresszió választása észszerűnek tűnhet, ugyan csak a kezdeti jövedelem-szint ($-0,010$, $p < 0,10$) és a CAP-régiók ($0,011$, $p < 0,05$) hatása, valamint a λ együttható ($0,677$, $p < 0,001$) tekinthető megbízható prediktornak a regresszióban. A becslés konzisztens, a Hausman-teszt eltérő eredményt jelez az OLS-től, és megfelelő modellspecifikációt mutat. A végső modellszelekció tehát az SDEM és az SEM között dől el. Hipotézisünk alátámasztásához az SDEM választása indokoltabb, ebben a növekedést támogató URB és a visszahúzó CAP-régiók lokális indirekt hatásai jelennek meg. Az SDEM-modell esetében egy nagyon lassú konvergenciafolyamat tapasztalható, a sebesség alig haladja meg az 1%-ot, ami 64 év körüli felezési idővel társul.

6. táblázat

A régiótípusok térbeli konvergenciavizsgálata, 2010–2020
Spatial convergence analyses with region types, 2010–2020

Változók	OLS	SEM	SAR	SLX
Kezdeti GDP/lakos	−0,015*** (0,003)	−0,010, (0,003)	−0,008*** (0,002)	−0,008 (0,004)
CAP	0,009 (0,006)	0,011* (0,005)	0,009, (0,005)	0,004 (0,007)
URB	0,000 (0,004)	−0,004 (0,003)	−0,002 (0,003)	−0,001 (0,004)
INT	−0,004 (0,002)	−0,001 (0,002)	−0,002 (0,001)	−0,003. (0,002)
ρ	–	–	0,623*** (0,066)	–
λ	–	0,677*** (0,063)	–	–
Θ kezdeti GDP/lakos	–	–	–	−0,012* (0,005)
Θ CAP	–	–	–	−0,028 (0,021)
Θ URB	–	–	–	0,001 (0,006)
Θ INT	–	–	–	−0,009** (0,003)
Konstans	0,185*** (0,026)	0,136*** (0,028)	0,093*** (0,023)	0,234*** (0,034)
Megfigyelések	185	185	185	185
AIC	−1111,65	−1179,3	−1176,75	−1122,11
Log-likelihood	560,82	594,65	594,37	570,057
Kiigazított R ²	0,195	0,516	0,501	0,255
Moran-teszt	0,482***	–	–	0,369***
LM–Error-teszt	72,511***	–	–	56,46***
LM–Lag-teszt	84,573***	–	–	69,56***
Robusztus LM–Error-teszt	0,068	–	–	9,227***
Robusztus LM–Lag-teszt	12,130***	–	–	22,327***
LM hibatag autokorr. teszt	–	–	5,262*	–
Térbeli Breusch–Pagan-teszt	–	12,173	11,879*	7,856.
Hausman-teszt	–	7,812	–	–
Konvergenciaütem, %	1,68	1,09	2,39	2,23
Felezési idő, év	41,17	63,59	29,00	31,06

(A táblázat folytatása a következő oldalon)

(folytatás)

Változók	SDEM	SDM	SARAR	Manski
Kezdeti GDP/lakos	-0,010*** (0,003)	-0,009** (0,003)	-0,004* (0,002)	-0,006, (0,003)
CAP	0,003 (0,006)	0,007 (0,005)	0,000 (0,004)	0,006 (0,005)
URB	-0,001 (0,003)	-0,003 (0,003)	-0,000 (0,002)	-0,002 (0,003)
INT	-0,001 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,002* (0,001)	-0,001 (0,002)
ρ	–	0,632*** (0,067)	0,857*** (0,047)	0,838*** (0,056)
λ	0,682*** (0,063)	–	-0,682*** (0,142)	-0,531*** (0,158)
Θ kezdeti GDP/lakos.	-0,000 (0,006)	0,002 (0,005)	–	0,003 (0,004)
Θ CAP	-0,032. (0,020)	-0,031. (0,017)	–	-0,028. (0,015)
Θ URB	0,011. (0,006)	0,007 (0,005)	–	0,004 (0,005)
Θ INT	-0,002 (0,004)	-0,003 (0,003)	–	-0,003 (0,002)
Konstans	0,135* (0,065)	0,084*** (0,030)	0,042** (0,016)	0,041* (0,020)
Megfigyelések	185	185	185	185
AIC	-1175,5	-1176,0	-1174,3	-1180,6
Log-likelihood	598,74	599,89	599,77	603,39
Kiigazított R ²	0,537	0,534	0,624	0,622
Moran-teszt	–	–	–	–
LM-Error-teszt	–	–	–	–
LM-Lag-teszt	–	–	–	–
Robusztus LM-Error-teszt	–	–	–	–
Robusztus LM-Lag-teszt	–	–	–	–
LM hibatag autokorr. teszt	–	6,754***	–	–
Térbeli Breusch-Pagan-teszt	13,542	15,451.	6,744	16,058*
Hausman-teszt	3,014	–	–	–
Konvergenciaütem, %	1,08	2,19	3,09	2,47
Felezési idő, év	64,49	31,72	22,40	28,03

Megjegyzés: CAP – fővárosok; URB – alapvetően városi régiók; INT – községi régiók. Az összes modell becslése az elsőrendű sornormált királynőmátrixszal történt. A zárójelben a becslés standard hibája látható. A ρ a térbeli autoregressziós együttható, a λ az autoregresszív hibatagok térben késleltetett értékeinek paramétere, a Θ a térben késleltetett X-változók vektora. Szignifikancia: . $p < 0,10$; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Az egyes periódusok konvergenciafolyamatait leginkább leíró modellek robusztussága további fontos szempontokat vet fel. Az első időszakban a különböző súlymátrixok a direkt hatások stabilitását jelzik, jelentős eltérések a térben késleltetett változók esetén tapasztalható (7. és 8. táblázat). Szignifikáns, konzisztens és megbízható indirekt hatások csak alacsony szomszédság mellett (2 legközelebbi szomszéd, királynő szomszédsági mátrix) jellemzők. Hasonló jelenség figyelhető meg a 2010–2020 közötti konvergenciát leíró SDEM-nél is, szintén csupán a 2 legközelebbi szomszéd és a királynőmátrix esetében tapasztalható megbízható becslés. Vagyis az eredmények megerősítik, hogy a legtöbb térbeli tovagyűrűző hatás lokális hatókörű (*LeSage, 2014*).

7. táblázat

Az SDM eredmények különböző térbeli súlymátrixokkal, 2000–2008*SDM results with different spatial weight matrices, 2000–2008*

Változók	knn2	knn5	knn8	knn11	100 kilométer	150 kilométer
Kezdeti GDP/lakos	−0,026*** (0,005)	−0,024*** (0,006)	−0,024*** (0,005)	0,025*** (0,006)	−0,021*** (0,006)	−0,023*** (0,006)
CAP	0,057*** (0,010)	0,054*** (0,010)	0,054*** (0,011)	0,054*** (0,011)	0,050*** (0,011)	0,049*** (0,012)
URB	0,016** (0,006)	0,015** (0,006)	0,017** (0,006)	0,017** (0,006)	0,015** (0,006)	0,016** (0,006)
INT	0,003 (0,003)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)	0,002 (0,003)
Θ kezdeti GDP/lakos	−0,024*** (0,007)	−0,027** (0,012)	−0,026 (0,018)	−0,029 (0,025)	−0,031** (0,011)	−0,029 (0,020)
Θ CAP	0,058* (0,024)	0,075 (0,053)	0,077 (0,113)	0,086 (0,166)	0,059 (0,048)	−0,010 (0,130)
Θ URB	0,001 (0,011)	0,002 (0,025)	−0,003 (0,047)	−0,001 (0,062)	0,004 (0,023)	−0,012 (0,061)
Θ INT	−0,015* (0,007)	−0,025, (0,014)	−0,037 (0,030)	−0,044 (0,042)	−0,019 (0,012)	−0,036 (0,034)
Log-likelihood	504,488	501,180	507,961	503,751	506,497	501,881
LM-hibatag- autokorr. teszt	1,056	1,756	0,465	0,585	3,040.	0,016
Likelihood-arányteszt	25,004***	12,404**	6,704	5,155	12,378**	6,176
Konvergenciaütem, %	6,38	6,50	6,41	7,02	6,74	6,68
Felezési idő, év	10,87	10,66	10,81	9,87	10,29	10,38

Megjegyzés: CAP – fővárosok; URB – alapvetően városi régiók; INT – községi régiók. A zárójelben a becslés standard hibái láthatók. Szignifikancia: . $p < 0,10$, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

8. táblázat

A SDEM-eredmények különböző térbeli súlymátrixokkal, 2010–2020
SDEM results with different spatial weight matrices, 2000–2008

Változók	knn2	knn5	knn8	knn11	100 kilo- méter	150 kilo- méter
Kezdeti GDP/lakos	-0,012*** (0,003)	-0,011*** (0,003)	-0,009** (0,003)	-0,009** (0,003)	-0,011*** (0,003)	-0,009** (0,003)
CAP	0,008 (0,006)	0,009 (0,006)	0,005 (0,006)	0,003 (0,006)	0,008 (0,006)	0,007 (0,006)
URB	0,000 (0,004)	-0,001 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,000 (0,003)	0,003 (0,006)	-0,000 (0,003)
INT	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,002 (0,002)
Θ kezdeti GDP/lakos	-0,005 (0,004)	-0,003 (0,006)	-0,010 (0,007)	-0,009 (0,008)	-0,002 (0,006)	-0,011 (0,009)
Θ CAP	-0,003 (0,009)	-0,001 (0,016)	-0,000 (0,023)	-0,029 (0,030)	-0,014 (0,016)	0,010 (0,025)
Θ URB	0,001 (0,005)	-0,013 (0,009)	-0,009 (0,011)	-0,007 (0,012)	-0,007 (0,009)	0,007 (0,014)
Θ INT	-0,005. (0,003)	-0,012** (0,004)	-0,013* (0,006)	-0,017* (0,007)	-0,006. (0,003)	-0,011. (0,006)
Log-likelihood	586,842	600,092	597,497	598,791	595,158	599,833
LM-hibatag- autokorr. teszt	12,622	4,422	5,921	2,747	2,747	2,856
Likelihood-arányteszt	1,80	1,43	2,04	1,94	1,43	2,25
Konvergenciaütem, %	38,33	48,49	34,04	35,82	48,41	30,87

Megjegyzés: CAP – fővárosok; URB – alapvetően városi régiók; INT – községi régiók. A zárójelben a becslés standard hibái láthatók. Szignifikancia: . p<0,10, * p < 0,05, ** p < 0,01, *** p < 0,001.

6. Összefoglalás

Tanulmányunkban három kutatási kérdésre próbáltunk választ keresni. Első kérdésünk, hogy megfigyelhető-e a KKE6 NUTS3-as szintű régiói közötti konvergencia, eltér-e a 2008-as válság előtti vagy utáni időszak. Számításaink alapján a vizsgált időszakban az abszolút konvergencia létező jelenség a KKE6 térségeiben, ugyanakkor alacsony határfokú. Az is kiderült, hogy a két időszak konvergenciafolyamatai jellegükben, sebességükben és térbeli hatásaik alapján világosan elkü-

lönülnek. A 2000–2008-as periódusban egy magas és térben intenzív kapcsolatot mutató konvergencia jellemző a KKE6-térségekre, amely során mind a globális, mind a lokális tovagyrúzó hatások megjelennek, alakítják a konvergenciát, miközben a 2010–2020-as időszakban egy térben heterogén, zajos- és alacsony szintű konvergencia jellemző, ahol a lokális tovagyrúzó hatások szerepe csak korlátozottan mutatkozik meg.

Második kérdésünk, hogy függ-e a KKE6-országok régióinak gazdasági növekedése a régiók város-vidék típusától vagy a szomszédságukban lévő régióktól. Az eredményeink alapján az egyes régiótípusok és azok földrajzi közelsége térben és időben váltakozó szereppel bírnak a KKE6-regiók konvergenciafolyamataiban, és részletesebb magyarázatra adnak lehetőséget. Míg egy alapvetően konjunkturális időszakban (2000–2008) az agglomerációs előnyök szerepe kiemelkedő a gazdasági növekedésben, addig a szomszédos régiókra gyakorolt hatások magasan szignifikánsan jelen vannak. Habár a fővárosi és az alapvetően városi régiók számítanak növekedési gócpontoknak, a térbeli tovagyrúzó hatások csupán előbbi esetében jelentősek. A köztes régiók közelsége a térbeli elszívó („backwash”) hatásokat erősítik. 2010-től lassuló és típusonként heterogén konvergencia jellemző, ahol a direkt és az indirekt hatások kevésbé szignifikánsan jelennek meg. A szomszédos régiókra kiterjedő hatások különösen a köztes régiótípusok esetén tekinthető konstans jelenségnek, amely továbbra is az elszívó hatásokat jelzi.

Harmadik kérdésünk, hogy melyik térökonometriai modell milyen megbízhatósággal használható. Ahogy elméleti alapon rámutattunk, a modellek választása is lényeges mozzanat, és nemcsak a statisztikai teszteken kell, hogy alapuljanak. A térbeli tovagyrúzó hatások természete is figyelembe veendő jellemző, a modellek választása során mindkét megfontolás indokolt. Az elemzések eredménye alapján egy jelentős konjunktúrával jellemezhető időszakban (2000–2008) a globális és a lokális tovagyrúzó hatások jelenléte igazolt, míg a 2008-as gazdasági válságot követően a jelentős térbeli heterogenitás mellett csak a lokális térbeli tovagyrúzó hatások megléte jellemző. Az eredmények alapvetően arra hívják fel a figyelmet, hogy a kelet-közép-európai térséget jelentős térbeli és időbeli differenciáltság jellemzi a regionális konvergencia tekintetében, amelyek eltérő térbeli hatásmechanizmusokat is eredményeznek. Elemzéseink arra is rámutatnak, hogy akár endogén, akár exogén tovagyrúzó hatásokat feltételezünk a regionális konvergenciában, a térbeli interakciók megbízhatóan csak kis hatókörben (a közvetlen szomszédságban) érvényesülnek. Továbbá elemzéseink arra is ráirányították a figyelmet, hogy nem elegendő az önkényes modellválasztás (például a sokak által kedvelt térbeli Durbin-modell), a térbeli és az időbeli folyamatok alapvetően befolyásolják a megfelelő regressziós modell kiválasztását.

Az EU regionális politikája kiemelt fontosságot tulajdonít a kevésbé fejlett régiók felzárkózásának. Vizsgálatunkból a szakirodalom korábbi eredményeivel

összhangban kiderült, hogy a NUTS3-as szintű területi egységeket alapul véve megfigyelhető az abszolút konvergencia, de 2010-től lassuló ütemben. A régiótípusok elemzése rámutat arra is, hogy a fővárosok és a nagyvárosi térségek felzárkózása gyors, a többi régióé lassú. Véleményünk szerint megfigyelhető konvergenciaklubok kialakulása is. Másrészt az eredmények felhívják arra is a figyelmet, hogy a tovagyűrűző hatások szerepe kiemelkedő a területi konvergenciában, így annak beépítése az Európai Unió kohéziós politikájába indokolt lenne továbbra is.

Köszönetnyilvánítás

A tanulmány a Bolyai János Kutatási Ösztöndíj támogatásával készült.

Irodalom

- Abreu, M. – de Groot, H. L. – Florax, R. J. (2005): A meta-analysis of β -convergence: The legendary 2%. *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 389–420.
<https://doi.org/10.1111/j.0950-0804.2005.00253.x>
- Ahrend, R. – Schumann, A. (2014): *Does regional economic growth depend on proximity to urban centres?* OECD Regional Development Working Papers, 2014/07.
<https://dx.doi.org/10.1787/5j>
- Angulo, A.M. – Mur, J. (2011): The likelihood ratio test of common factors under non-ideal conditions. *Investigaciones Regionales - Journal of Regional Research*, 21, 37–52.
- Anselin, L. (1988): *Spatial econometrics: Methods and models*. Kluwer.
<https://doi.org/10.1007/978-94-015-7799-1>
- Anselin, L. – Rey, S. J. (2014): *Modern spatial econometrics in practice. A guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL*. GeoDa Press LLC, Chicago.
- Barro, R. J. – Sala-i Martin, X. (2004): *Economic growth* (2nd ed.). The MIT Press.
- Burkey, M. L. (2018): A short course on spatial econometrics and GIS. *Region: The Journal of ERSA*, 5(3), 13–18. <https://doi.org/10.18335/region.v5i3.254>
- Butkus, M. – Cibulskiene, D. – Maciulyte-Sniukiene, A. – Matuzeviciute, K. (2018): What is the evolution of convergence in the EU? Decomposing EU disparities up to NUTS 3 level. *Sustainability*, 5, 1–37. <https://doi.org/10.3390/su10051552>
- Camagni, R. – Capello, R. – Caragliu, R. (2015): The rise of second-rank cities: what role for agglomeration economies? *European Planning Studies*, 23(6), 1069–1089.
<https://doi.org/10.1080/09654313.2014.904999>
- Cardoso, R. V. – Meijers, E. J. (2016): Contrasts between first-tier and second-tier cities in Europe: A functional perspective. *European Planning Studies*, 24(5), 996–1015.
<https://doi.org/10.1080/09654313.2015.1120708>
- Cattivelli, V. (2023): The methods used to identify urban, rural, and intermediate territories at European level: A comparison of the methods developed in the framework of TERCET and ESPON. *Cities*, <https://doi.org/10.1016/j.cities.2023.104556>
- Chapman, S. – Meliciani, V. (2018): Explaining regional disparities in Central and Eastern Europe. *Economics of Transition*, 26(3), 469–494. <https://doi.org/10.1111/ecot.12154>

- Crespo-Cuaresma, J. – Doppelhofer, G. – Feldkircher, M. (2014): The determinants of economic growth in European regions. *Regional Studies*, 48(1), 44–67.
<https://doi.org/10.1080/00343404.2012.678824>
- Czaller L. (2016): Agglomeráció, regionális növekedés és konvergencia. *Területi Statisztika*, 56 (3), 275–300. <https://doi.org/10.15196/TS560302>
- Dijkstra, L. – Garcilazo, E. – McCann, P. (2013): The economic performance of European cities and city regions: Myths and realities. *European Planning Studies*, 21(3), 334–354.
<https://doi.org/10.1080/09654313.2012.716245>
- De Falco, S. (2021): Spatial dynamics regarding geographical concentration of economic activities. Italian NUTS-3 analysis. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 14(4), 795–825.
<https://doi.org/10.1007/s12061-021-09379-2>
- Dusek T. – Kotosz B. (2016): *Területi statisztika*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- Egri Z. – Lengyel I. (2024): Convergence and Catch-Up of the Region Types in the Central and Eastern European Countries. *Applied Spatial Analysis and Policy*, 17, 393–415.
<https://doi.org/10.1007/s12061-023-09551-w>
- Egri Z. – Tánczos T. (2018): The spatial peculiarities of economic and social convergence in Central and Eastern Europe. *Regional Statistics*, 8(1): 49–77.
<https://doi.org/10.15196/RS080108>
- Elhorst, J. P. (2014): *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*. Springer.
<https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>
- Elhorst, J. P. (2021): Spatial panel models and common factors. In: Fischer, M. – Nijkamp, P. (eds.): *Handbook of regional science* (second ed.). pp. 2141–2159. Springer.
https://doi.org/10.1007/978-3-662-60723-7_86
- Ertus, C. – Le Gallo, J. – Baumont, C. (2006): The European regional convergence proves, 1980–1995: Do spatial regimes and spatial dependence matter? *International Regional Science Review* 29(1): 3–34. <https://doi.org/10.1177/0160017605279453>
- Eurostat (2018): *Methodological manual on territorial typologies*. European Union.
- Farkas B. (2016): *Models of capitalism in the European Union: Post-crisis perspectives*. Palgrave Macmillan. <https://doi.org/10.1057/978-1-137-60057-8>
- Goecke, H. – Hüther, M. (2016): Regional convergence in Europe. *Intereconomics*, 51(3), 165–171.
<https://doi.org/10.1007/s10272-016-0595-x>
- Gorzela, G. (2021): Regional policies in East-Central Europe. In: Fischer, M. – Nijkamp, P. (eds.): *Handbook of regional science* (second ed.). pp. 1087–1113. Springer.
https://doi.org/10.1007/978-3-662-60723-7_138
- Iammarino, S. – Rodriguez-Pose, A. – Storper, M. (2019): Regional inequality in Europe: Evidence, theory and policy implications. *Journal of Economic Geography*, 19(2), 273–298.
<https://doi.org/10.1093/jeg/lby021>
- Kelejian, H. H. – Prucha, I. R. (2010): Specification and estimation of spatial autoregressive models with autoregressive and heteroskedastic disturbances. *Journal of Econometrics*, 157(1), 53–67.
<https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2009.10.025>
- Kotosz B. (2016): A konvergencia területisége és lokális mérési lehetőségei: módszertani áttekintés. *Területi Statisztika*, 56(2): 139–157. <https://doi.org/10.15196/TS560203>
- Kotosz B. – Lengyel I. (2018): Térségek konvergenciájának vizsgálata a V4 országokban. *Statisztikai Szemle*, 96(11-12), 1069–1090. <https://doi.org/10.20311/stat2018.11-12.hu1069>
- Le Gallo, J. – Fingleton, B. (2021): Regional growth and convergence empirics. In: Fischer, M. – Nijkamp, P. (eds.): *Handbook of regional science* (second ed.). pp. 679–706. Springer.
https://doi.org/10.1007/978-3-662-60723-7_17

- Lengyel I. (2016): A kutatás-fejlesztés és a versenyképesség térbeli összefüggései a visegrádi országokban. *Tér és Társadalom*, (30)4, 71–87. <https://doi.org/doi:10.17649/TET.30.4.2808>
- Lengyel I. (2017): Competitive and uncompetitive regions in transition economies: The case of the Visegrad post-socialist countries. In: Huggins, R. – Thompson, P. (eds.): *Handbook of regions and competitiveness: Contemporary theories and perspectives on economic development*. pp. 398–415. Edward Elgar. <https://doi.org/10.4337/9781783475018.00026>
- Lengyel I. – Vas Z. – Szakálné Kanó I. – Lengyel B. (2017): Spatial differences of reindustrialization in a post-socialist economy: manufacturing in the Hungarian counties. *European Planning Studies*, 25(8), 1416–1434. <https://doi.org/10.1080/09654313.2017.1319467>
- LeSage, J. P. (2014): *What regional scientists need to know about spatial econometrics*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2420725>
- LeSage, J. P. – Fischer, M. (2009): Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation. *Spatial Economic Analysis*, 3(3), 275–304. <https://doi.org/10.1080/17421770802353758>
- LeSage, J. P. – Pace, R. K. (2009): *Introduction to spatial econometrics statistics*. Chapman and Hall. <https://doi.org/10.1201/9781420064254>
- LeSage, J. P. – Pace, R. K. (2021): Interpreting Spatial Econometric Models. In: Fischer, M. – Nijkamp, P. (eds.): *Handbook of regional science* (second ed.). pp. 2201–2218. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-662-60723-7_91
- Major K. – Czaller L. (2016): A fejlesztési támogatások területi dimenziói a turizmus példáján – egy térökonometriai elemzés tanulságai. *Területi Statisztika*, 56(3): 245–274.
- Manski, Ch. F. (1993): Identification of endogenous social effects: The reflection problem. *The Review of Economic Studies*, 60(3), 531–542. <https://doi.org/10.2307/2298123>
- Nemes-Nagy J. (2009): *Terek, helyek, régiók. A regionális tudomány alapjai*. Akadémiai Kiadó, Budapest.
- Neumann, U. – Budde, R. – Ehlert, C. (2014): Economic growth in European City Regions: A new turn for peripheral regions in CEE member states after the EU enlargements of 2004–2007? *Eastern European Economics*, 52(1), 79–108. <https://doi.org/10.2753/EEE0012-8775520104>
- Panzer, D. – Postiglione, P. (2022): The impact of regional inequality on economic growth: a spatial econometric approach. *Regional Studies*, 56(5), 687–702. <https://doi.org/10.1080/00343404.2021.1910228>
- Pebesma, E. – Bivand, R. (2023): *Spatial data science: With applications in R* (1st ed.). Chapman and Hall/CRC. <https://doi.org/10.1201/9780429459016>
- Pintera, J. (2024): Regional convergence in the European Union – Factors of growth between the great recession and the Covid crisis. *Economic Systems*, 48(1), 101169. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2023.101169i>
- Postiglione, P. – Cartone, A. – Panzer, D. (2020): Economic convergence in EU NUTS 3 regions: A spatial econometric perspective. *Sustainability*, 12(17), 6717. <https://doi.org/10.3390/su12176717>
- Rey, S. J. (2021): Spatial dynamics and space-time data analysis. In: Fischer, M. – Nijkamp, P. (eds.): *Handbook of regional science* (second ed.). pp. 2017–2034. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-662-60723-7_78
- Rey, S. J. – Montouri, B. D. (1999): US regional income convergence: A spatial econometric perspective. *Regional Studies*, 33(2), 143–156. <https://doi.org/10.1080/00343409950122945>
- Ricordel, P. (2024): Domestic or export: What is basic at the NUTS 2 regional level? A spatial endogenous regional growth model applied in the EU. *Growth Change*, 55(1), e12707. <https://doi.org/10.1111/grow.12707>

- Rodríguez-Pose, A. – Dijkstra, L. (2021): Does cohesion policy reduce EU discontent and euroscepticism? *Regional Studies*, 55(2), 354–369. <https://doi.org/10.1080/00343404.2020.1826040>
- Rüttenauer, T. (2022): Spatial regression models: A systematic comparison of different model specifications using Monte Carlo experiments. *Sociological Methods & Research*, 51(2), 728–759. <https://doi.org/10.1177/0049124119882467>
- Smętkowski, M. (2015): Spatial patterns of regional economic development in Central and Eastern European countries. *Geographia Polonica*, 88(4), 539–556. <https://doi.org/10.7163/GPol.0033>
- Smętkowski, M. (2018): The role of exogenous and endogenous factors in the growth of regions in Central and Eastern Europe: the metropolitan/ non-metropolitan divide in the pre- and post-crisis era. *European Planning Studies*, 26(2), 256–278. <https://doi.org/10.1080/09654313.2017.1361585>
- Smętkowski, M. – Wójcik, P. (2012): Regional convergence in Central and Eastern European countries? A multidimensional approach. *European Planning Studies*, 20(6), 923–939. <https://doi.org/10.1080/09654313.2012.673560>
- Smirnykh, L. – Wörgötter, A. (2021): *Regional convergence in CEE before and after the Global Financial Crisis*. ECON WPS – Working Papers in Economic Theory and Policy, No. 03/2021.
- Szakálné Kanó I. (2017): *Gazdasági tevékenységek térbeli eloszlásának vizsgálata*. JATEPress, Szeged.
- Szakálné Kanó I. – Lengyel I. (2021): A kelet-közép-európai országok térségeinek konvergencia-klubjai. *Statisztikai Szemle*, 99(9), 821–843. <https://doi.org/10.20311/stat2021.9.hu0821>
- Tóth G. (2013): *Bevezetés a területi elemzések módszertanába*. Miskolci Egyetemi Kiadó, Miskolc.
- Tóth G. (2024): Agglomerációk, településegységek és vonzáskörzetek Magyarországon, 2024. *Területi Statisztika*, 64(3): 356–379. <https://doi.org/10.15196/TS640304>
- Zsibók Zs. – Páger B. (2021): Hosszú távú gazdasági konvergencia-forgatókönyvek megyei pályái Magyarországon. *Tér és Társadalom*, 35(2): 3–29. <https://doi.org/10.17649/TET.35.2.3302>
- Varga A. (2002): Térökonometria. *Statisztikai Szemle*, 80(4), 354–370.
- Váry M. (2017): Számít-e a földrajzi elhelyezkedés? A nyugat-európai régiók fejlettségének térökonometriai vizsgálata. *Közgazdasági Szemle*, 64(3), 238–266. <http://dx.doi.org/10.18414/KSZ.2017.3.238>
- Veneri, P. – Ruiz, V. (2013): Urban-to-rural population growth linkages: Evidence from OECD TL3 regions. *OECD Regional Development Working Papers*, 03. <https://doi.org/10.1787/5k49lcrq88g7-en>
- Viegas, M. – Antunes, M. (2013): Convergence in the Spanish and Portuguese NUTS3 regions: An exploratory spatial approach. *Intereconomics*, 48(1), 59–66. <https://doi.org/10.1007/s10272-013-0445-z>