

A jóllét területi különbségei Magyarországon: egy lehetséges társégfejlettségi index alkalmazása

Fertő Imre,

a Budapesti Corvinus Egyetem
egyetemi tanára, a Magyar
Tudományos Akadémia Köz-
gazdaság- és Regionális Tudos-
mányi Kutatóközpont Közgaz-
daság-tudományi Intézet tudos-
mányos tanácsadója

E-mail: imre.ferto@uni-corvinus.hu
ferto.imre@krtk.mta.hu

Varga Ágnes,

az Eötvös Loránd Tudomány-
egyetem PhD-hallgatója

E-mail: varga.agi14@gmail.com

A tanulmány célja, hogy egy többdimenziós index segítségével megoldást nyújtson a regionális fejlettség és az életminőség szintjének mérésére egyes kistérségekben Magyarországon. A társégfejlettségi index (TFI) kistérségi szinten reprezentálja a fejlettség különböző aspektusait 132 parciális társadalmi, gazdasági, környezeti, infrastrukturális és adminisztratív változó felhasználásával. A szerzők a gazdasági, társadalmi és környezeti összetevők súlyát egy empirikus, régiók közötti migrációs függvényből becsülték, figyelembe véve az alternatív modellek közül a legjobb specifikációt. A TFI-értékeket az egyes kistérségek fejlettségének elemzésére használták fel a 2002 és 2008 közötti időszakban. A TFI átfogó jellege miatt egyaránt alkalmas kistérségek általános fejlettségi szintjének elemzésére és eredményindikátorként a különböző strukturális programok hatásainak kistérségi szintű elemzésére.

TÁRGYSZÓ:

Hatásindikátor.

Komplex társégfejlettségi index.

Stabilitás

Az Európai Unió (EU) szakpolitikáinak elemzése az elmúlt években egyre nagyobb jelentőségre tett szert. Az Európai Közösség adminisztratív reformja után a periodikus értékeléseket kiterjesztették az összes EU-politikára. Az értékelési gyakorlat az EU-szakpolitikák minden szintjén (közösségi, nemzeti, regionális) részévé vált a programozásának. Az értékelések egyik fontos kihívása a megfelelő eredményindikátor meghatározása és kiszámítása. Ez akkor jelenthet problémát, ha a szakpolitikai célok önmagukban is többdimenziósak, érinthetnek társadalmi, gazdasági és környezeti szempontokat. Különösen fontos kérdés ez a vidékfejlesztési és regionális programok esetében.

Az elmúlt két évtizedben, a hazai szakirodalomban számos kísérlet történt különböző regionális fejlettségi mutatók kidolgozására és alkalmazására. *Tánczos* [2011] két fő irányt azonosít a társadalmi-gazdasági fejlettség jellemzésére használt komplex mutatók kapcsán. Az egyik csoportba túlsúlyban az egy, maximum két évre vonatkozó állapotvizsgálatok tartoznak, amelyek központi módszere valamiféle pontos eljárás (*Csatári* [1996], [1999]; *Faluvégi* [2000]; *Hahn* [2004]; *Faluvégi-Tipold* [2007]; *Obádovics-Kulcsár* [2003]), vagy főkomponens-analízis (*Fazekas* [1997]; *Faluvégi* [2004]; *Dobosi* [2003]; *Cserháti-Dobosi-Molnár* [2005]; *Bíró et al.* [2004]; *Csatári-Farkas* [2006]), esetleg a főkomponens-analízis valamely többváltozós statisztikai eljárással kombinált változata (*Obádovics* [2004], *Ritter* [2008], *Lukovics* [2007], *Beluszky-Sikos* [2007]).

A másik csoportba a lényegesen kevesebb számú ún. folyamatvizsgálatok sorolhatók, amelyek az egyes területek társadalmi-gazdasági fejlettségében bekövetkező változásokat vizsgálják. Alapvetően két megközelítés különíthető el ez esetben is (*Tánczos* [2011], *Major* [2005]): 1. a szórástípusú vagy más egyenlőtlenségi mutatókra alapozó ún. szigma-konvergenciavizsgálatok, valamint a 2. béta-konvergenciavizsgálatok, amikor az egyes terület egységek vizsgált időszakra jellemző fejlődési ütemét (ez a lineáris trendfüggvény meredekségével jellemezhető) a kezdeti időpontban mért fejlettségi állapotukkal vetjük össze (*Nemes Nagy-Németh* [2005], *Csíte-Németh* [2007], *Németh-Kiss* [2007]). *Tánczos* és *Egri* [2010] egy komplex relatív fejlettségi index kidolgozására tett kísérletet, amelyet a hazai kistérségek külső és belső fejlettségi differenciáinak időbeli és térbeli vizsgálatára használnak.

Írásunk célja kettős: egyrészt, kísérletet teszünk a *Michalek-Zarnekow* [2012] által kifejlesztett, a szakpolitikák számára is használható, az egyes térségek fejlettségének jellemzésére alkalmas komplex térségfejlettségi index (TFI) hazai kistérségi szintű alkalmazására a 2002 és 2008 közötti évekre. Másrészt megvizsgáljuk, hogy miként alakult az egyes kistérségek fejlettsége az elemzett időszakban.

A tanulmányban először bemutatjuk *Michalek* és *Zarnekow* [2012] mérőszámát, amelyet vizsgálataink során a hazai viszonyokra adaptálva, térségfejlettségi indexként alkalmazunk, majd ismertetjük az elemzéshez felhasznált adatbázisokat. Végül bemutatjuk a térségfejlettségi eredményeinket.

1. A regionális fejlesztési programok lehetséges hatásindikátora: a térségfejlettségi index

A térségfejlesztési programok hatásának számbavétele egyszerre igényli a térségek gazdasági, társadalmi és környezeti állapotának vizsgálatát. A fejlesztési programok egyik standard indikátora a regionális egy főre jutó bruttó hazai termék (gross domestic product – GDP), amelyet próbálnak NUTS 2 vagy NUTS 3 szinten kiszámolni. Ez a mérőszám például a strukturális alapokhoz való hozzájárulás kritériuma is. A GDP azonban nem feltétlen jó mérőszáma az általános társadalmi-gazdasági állapotnak sem makro- sem regionális szinten. Eltekintve a GDP makroszintű standard kritikáitól, az egyes térségek értékelésének szempontjából a következő pótlólagos problémák merülnek fel (*Michalek–Zarnekow* [2012]). Az egy főre jutó regionális GDP

- nem veszi figyelembe a jólét egyéb fontos szempontjait, mint az oktatást, az egészséget, a régió belüli jövedelemegyenlőtlenségeket, a környezet minőségét;
- figyelmen kívül hagyja az országon belüli árváltozásokat és az eltérő vásárlóerő-paritást;
- torzított lehet a régiók közötti egyensúlytalanságok miatt;
- általában nem áll rendelkezésre alacsonyabb regionális szinteken (például NUTS 4).

Az egy főre jutó regionális GDP mellett számos parciális indikátort alkalmaznak, amely a terület- és vidékfejlesztés valamilyen aspektusát (gazdasági, társadalmi, környezeti) próbálja mérni. Ezek a mérőszámok külön-külön nyilvánvalóan nem alkalmasak a térségek állapotának, azok változásainak értékelésére. A kérdés az, hogy vajon a rendelkezésre álló adatokból lehet-e olyan indikátort létrehozni, amely több dimenzióban képes mérni a térségek állapotát alacsonyabb regionális szinten is?

Hazánkban is számos kísérlet született már a térségek társadalmi-gazdasági fejlettségének sokdimenziós és sokmutatós jellegének komplex mutatók segítségével történő megragadására. *Nemes Nagy* [2005] a következő szempontokra hívja fel a figyelmünket az összetett jelenségek és fogalmak mérésével kapcsolatban:

- összetett fogalmak nehezen számszerűsíthetők, a korlátozott információs feltételek tudatában kell értelmezni az eredményeket;
- törekedni kell arra, hogy a vizsgált jelenség minden lényegi elemét megragadjuk, miközben a felhasznált információtömeg átláthatóságát biztosítjuk;
- általánosan elfogadott irányelv, hogy a társadalmi gazdasági jelenségek abszolút, illetve relatív (fajlagos) mutatóit nem szabad keverni az elemzésekben;
- a vizsgálatok eredményeként kapott rangsorok relatív osztályozást és összehasonlítást jelentenek;
- az összetett jelenségek méréséből adódó bizonytalanságok inkább csak „fejlettségi” csoportok kialakítását teszik lehetővé;
- az eredmények minősítésével óvatosan kell bánni, hisz azokhoz markáns társadalmi értéktartalmak és szubjektív minősítések ragadnak.

A magyar szakirodalmat a *Michalek* és *Zarnekow* [2012] által használt vidékfejlettségi index (rural development index – RDI) adaptációjával szeretnénk bővíteni. A szerzőpáros olyan új, komplex vidékfejlettségi index létrehozására tesz javaslatot, amelyet alacsonyabb regionális szinten is lehet számítani, és több dimenzióban képes mérni az egyes térségek állapotát. Ugyanakkor egy többdimenziós index kiszámítása felveti azt a problémát, hogy az egyes tényezőknek különböző fontossága lehet, ezért valamilyen súlyozási eljárásra van szükség. A súlyozással kapcsolatos módszertani megfontolásként az életminőséggel és a migrációval foglalkozó nemzetközi irodalom nyomán *Michalek* és *Zarnekow* abból indulnak ki, hogy a két fogalom szorosan kapcsolódik egymáshoz. A migrációs adatokban levő információ ugyanis a legmegfelelőbb módon fejezi ki a különböző térségek relatív vonzerejét. Hangsúlyozzák azonban, hogy nincs egyértelmű ekvivalencia az életminőség és a migráció között. Továbbá, az életminőség sem fejezhető ki az adott hely egyéni jellemzőinek paramétereiként. A szerzők által javasolt összetett indikátor viszont lehetőséget ad arra, hogy az adott kistérség fejlettségének minősége különböző migrációs helyzetek (nettó bevándorlás, nettó kivándorlás, zéró egyenleg) mellett kiszámítható legyen. Az *RDI* formálisan a következő módon írható le:

$$RDI_i = h(\beta_k, Z_k^i) = \sum_k \beta_k \cdot Z_k^i, \quad /1/$$

ahol

RDI_i – a vidékfejlettségi index i régióban,

Z_k^i – az i régió k mérhető jellemzője,

β_k – a súlyok minden egyes k jellemzőre, amelyeket a migrációs függvényből /2/ becsülünk, és specifikusak mind i régióra, mind t időpontra.

Az *RDI* tehát komplex indikátor, amely Z_k^i regionális jellemzőin alapul, amelyeket a migrációs függvény együtthatójával β_k súlyozunk. A β_k súlyok azoknak a Z_k^i regionális jellemzőknek a relatív súlyát vagy „társadalmi értékét” reprezentálják, amelyeket a társadalom tagjai (az adott kistérségben maradók, illetve elköltözők) az életminőség különböző aspektusainak tulajdonítanak.

A Z_k^i regionális jellemzők becslése faktorelemzés segítségével történik, amelybe minden releváns regionálisan rendelkezésre álló változót bevonnak, amelyek leírják az adott régió társadalmi, gazdasági és környezeti aspektusait.

A migrációs függvény alapváltozata a következő:

$$mp_{it} = \alpha_0 + \beta_k F_{ikt} + v_i + \varepsilon_{it}, \quad /2/$$

ahol

α_0 – a konstans,

mp_{it} – az i régióba való nettó bevándorlás t időszakban az összes lakosság számával normalizálva,

F_{ikt} – a faktorok k értéke az i régióban, a t időszakban,

v_i – a régióspecifikus reziduum,

ε_{it} – a reziduum a szokott tulajdonságokkal.

Mivel *Michalek* és *Zarnekow* [2012] részletesebb adatokkal rendelkeztek Lengyelországra és Szlovákiára vonatkozóan, ezért a migrációs függvénybe bevonták a régiók közötti távolságot, illetve annak négyzetét. Esetükben nem állnak rendelkezésünkre a régiók közötti migrációs adatok, azaz nem tudjuk, hogy honnan hová költöznek az állampolgárok. Csak arra van információ, hogy hányan költöztek be, illetve el egy adott régióból, ezért a távolságváltozót nem tudtuk bevonni a migrációs egyenletbe.

Tanulmányunkban a hazai viszonyokra történő adaptáció során, *Michalek*től és *Zarnekow*tól eltérően, térségfejlettségi indexként hivatkozunk rá, mivel számításainkba Budapest kerületeit és a vidéki nagyvárosokat is bevontuk.

2. Adatok

A térségfejlettségi index kiszámításához a Központi Statisztikai Hivatal Település Statisztikai Rendszer (T-STAR) adatbázisát használjuk, amelyet a Magyar Tudomá-

nyos Akadémia Közgazdaság- és Regionális Tudományi Kutatóközpont adatbankja bocsátott a rendelkezésünkre. A T-STAR-adatbázis településszinten tartalmaz adatokat. A településszintű adatokat 174 kistérség szintjére összesítettük. A TFI-értékek kiszámításához összesen 132 változót használtunk a következő, számunkra releváns témakörökből (zárójelben a témakörben használt változók száma szerepel):

- demográfia (15),
- egészségügy (9),
- gazdálkodó szervezetek (2),
- kereskedelem és vendéglátás (24),
- közlekedés és hírközlés (7),
- kommunális infrastruktúra (14),
- környezetszennyezés (4),
- kultúra és közművelődés (2),
- lakásállomány (5),
- munkanélküliség (4),
- oktatás (16),
- önkormányzati segélyezés (5),
- szociális ellátás (12),
- turizmus és vendéglátás (9),
- személyi jövedelemadó (3),
- falvak száma a kistérségben (1).

Figyelembe véve az egyes változókhoz kapcsolódó adatok hozzáférhetőségét, vizsgálatunk a 2002 és 2008 közötti időszakot fogja át. Erre a periódusra álltak ugyanis rendelkezésre a legteljesebben a relevánsnak tűnő változók, melyek közül csak azokat vontuk be a vizsgálatba, amelyekről minden évben rendelkezünk adattal. Célunk az volt, hogy a lehetséges leghosszabb periódust vegyük szemügyre. Elemzésünk így tartalmazza az EU-csatlakozás előtti és utáni időszakot is.

3. Eredmények a térségfejlettségi index alkalmazásával

Először a térségfejlettségi index kiszámításának egyes lépcsőit ismertetjük, majd ezt követően egy alkalmazást mutatunk be a kistérségek fejlettségi stabilitásának vizsgálatára.

3.1. Főkomponens-elemzés¹

A térségfejlesztés többdimenziósságát figyelembe véve, a vidék állapotát nagyszámú regionális indikátorral lehet jellemezni, amelyek várhatóan lineárisan függenek egymástól. A TFI kiszámításához ezért első lépésben főkomponens-elemzést végeztünk. A vizsgálatnak két célja volt. Egyrészt sűríteni az adatbázis által tartalmazott információtömeget, másrészt látens változók létrehozása. Az előzetes számítások azt mutatták, hogy adatbázisunk alkalmas a főkomponens-elemzésre, a Kaiser–Meyer–Olkin-mérték értéke 0,987 volt, míg a Bartlett-teszt (p -értéke 0,000) elvetette a változók függetlenségének hipotézisét. Értelmezhető eredmények elérése érdekében varimax forgatást alkalmaztunk.

1. táblázat

Rotált főkomponens-értékek

Főkomponens	Saját érték	Különbség	Arány	Kumulatív arány
f_1	108,482	103,010	0,828	0,828
f_2	5,473	1,160	0,042	0,870
f_3	4,313	1,762	0,033	0,903
f_4	2,551	0,422	0,020	0,922
f_5	2,129		0,016	0,939

Forrás: Itt és a további táblázatoknál, ábránál saját számítás a T-STAR-adatbázis alapján.

A főkomponensek számát a Kaiser-kritérium segítségével határoztuk meg (csak azokat a faktorokat vettük figyelembe, amelyek saját értéke nagyobb volt egynél). A 132 változót végül öt főkomponensbe sikerült tömöríteni, amelyek a teljes variancia 94 százalékát magyarázzák. (Lásd az 1. táblázatot.) Ugyanakkor az is jól látható, hogy az első főkomponens magyarázza a teljes variancia 82 százalékát. A becsült főkomponens-értékek idő- és régióspecifikusak.

3.2. A migrációs függvény becslése

Az TFI súlyainak ökonometriai becslésére a /2/ egyenletet alkalmaztuk, amelynek függő változója a nettó bevándorlás az összes lakos számával normalizálva, illetve

¹ A többváltozós statisztikai módszerekről számos tankönyv áll magyarul rendelkezésre, lásd például Kovács [2003].

független változóként a faktorok értékét használtuk. Formálisan a következő modellt becsültük:

$$mp_{it} = \alpha_0 + \beta_1 f_{1t} + \beta_2 f_{2t} + \beta_3 f_{3t} + \beta_4 f_{4t} + \beta_5 f_{5t} + v_i + \varepsilon_{it}, \quad /3/$$

ahol

α_0 – a konstans,

mp_{it} – a nettó bevándorlás,

f – a főkomponens,

v_i – a régióspecifikus reziduum,

ε_{it} – a reziduum a megszokott tulajdonságokkal.

Mivel a lineáris panelmodellek számos alapfeltevésre épülnek, több modellt becsültünk, hogy a legmegfelelőbb megoldáshoz jussunk.² Számításaink eredményeit a 2. táblázat mutatja. Kiindulásképpen véletlen és állandó hatású modelleket számoltunk. Eredményeink kvalitatívan nem nagyon térnek el egymástól, a változók előjele az egyes főkomponens kivételével megegyezik, noha a véletlen hatású modell magyarázóereje nagyobb, és több változó szignifikáns, mint az állandó hatású modellben. A két modell között standard módon a Hausman-teszt segítségével választhatunk. Mivel adataink nem felelnek meg a Hausman-teszt aszimptotikus tulajdonságának, ezért e tekintetben nem kaptunk értelmezhető eredményt. Alternatívaként a Sargan–Hansen túlidentifikációs tesztet alkalmaztuk, amely az állandó hatású modellt³ preferálja.

2. táblázat

A nettó bevándorlás panel modellbecslései

Főkomponens	Véletlen hatás	Állandó hatás	Panel korrigált standard hiba
f_1	-0,0001	0,0107**	-0,0002*
f_2	0,0053***	0,0047***	0,0056***
f_3	-0,0006**	-0,0003	-0,0004*
f_4	0,0003	0,0005	0,0004*
f_5	0,0005***	0,0007	0,0007***
Konstans	-0,0012***	-0,0012***	-0,0015***
N	1218	1218	1218
R^2	0,5735	0,0821	0,4407

Megjegyzés. * 10, ** 5, ***1 százalékos szignifikanciaszint.

² A panelmodellek (véletlen és állandó hatású) becsléséről és a kapcsolódó specifikációs tesztekéről magyarul bővebben lásd Maddala [2004].

³ Lásd erről bővebben Baltagi [2008].

Modelljeink helyességének tesztelésére számos specifikációs tesztet végeztünk. (Lásd a 3. táblázatot.) A véletlen hatás tesztjei arra utalnak, hogy véletlen hatású modellünk nem megfelelően specifikált. Következő lépcsőben megvizsgáltuk, hogy állandó hatású modellünk vajon megfelel-e a homoszkedaszticitás feltételének. A módosított Wald-teszt eredményei arra utalnak, hogy elutasíthatjuk a homoszkedaszticitás feltételét. A *Wooldridge*-teszt [2002] szerint nem utasíthatjuk el, hogy modellünkben nincs autokorreláció. A panelmodellek másik fontos alapfeltevése, hogy a hibatagok függetlenek egymástól keresztmetszetben. A *Pesaran*-teszt [2004] ezzel szemben elutasítja, hogy a hibatagok függetlenek egymástól. Összegezve, a specifikációs tesztek azt mutatják, hogy elutasíthatjuk mind a véletlen, mind az állandó hatású panelmodellek legfontosabb feltevéseit.

3. táblázat

<i>Specifikációs tesztek</i>	
Teszt neve	<i>p</i> -érték
Véletlen hatás LM-tesztje	0,0000
Véletlen hatás és az autokorreláció LM-tesztje	0,0000
Módosított Wald-teszt a heteroszkedaszticitásra az állandó hatású modellben	0,0000
Sargan–Hansen-statisztika	0,0000
Wooldridge-teszt az autokorrelációra a panelben	0,0000
Pesaran-teszt a keresztmetszeti függetlenségre panelben	0,0000

A jelzett problémák megoldására panelkorigált standard hiba (panel corrected standard error – PCSE) modellt becsültünk, amelynek kiinduló feltevése a heteroszkedaszticitás és autokorreláció megléte. Eredményeink kvalitatív módon a véletlen hatású modellhez állnak közelebb, azzal a különbséggel, hogy együtthatóink minden változó esetében legalább 10 százalékos szinten szignifikánsak. Az első és harmadik főkomponens negatívan, míg a másik három főkomponens pozitívan befolyásolja a nettó bevándorlást az adott kistérségbe. Modellünk a variancia 44 százalékát magyarázza. Végezetül a PCSE együtthatóival súlyozva számítottuk az TFI-értékeket kistérségi szinten.

3.3. A térségfejlettség stabilitása

A térségfejlődés stabilitását 2002 és 2008 között TFI-vel kifejezve három lépcsőben vizsgáltuk. A TFI-értékek stabilitásának formálisabb ellenőrzésére többféle eszköz áll rendelkezésünkre. Érdekes azonban megkülönböztetni legalább kéttípusú

stabilitást. Egyrészt, a TFI eloszlásának stabilitását egyik időszakról a másikra. Másrészt, a TFI értékének stabilitását az adott kistérségben egyik periódusról a következőre. Az első típusú stabilitást számos módon elemezhetjük: korrelációs mátrixok vagy ökonometriai modellek segítségével.

3.3.1. Hasonlóság és különbözőség a térségfejlettségben

Első lépésben a térségfejlődés stabilitását Spearman korrelációs együtthatókkal (magasabb érték nagyobb stabilitást mutat) mértük.

4. táblázat

A TFI Spearman rangkorrelációs mátrixa

TFI	TFI2002	TFI2003	TFI2004	TFI2005	TFI2006	TFI2007	TFI2008
TFI2002	1,000						
TFI2003	0,982	1,000					
TFI2004	0,968	0,988	1,000				
TFI2005	0,967	0,979	0,985	1,000			
TFI2006	0,965	0,967	0,962	0,979	1,000		
TFI2007	0,959	0,957	0,951	0,971	0,991	1,000	
TFI2008	0,957	0,956	0,952	0,969	0,988	0,994	1,000

A Spearman rangkorrelációs értékek igen magasak, noha enyhén csökkenő tendenciát mutatnak. (Lásd a 4. táblázatot.) Ez arra utal, hogy a TFI-értékek stabilak maradtak a vizsgált időszakban.

3.3.2. A térségfejlődés konvergenciája

A TFI-eloszlás stabilitásának elemzése egy általánosabb kérdést is felvet. Nevezetesen, az egyes térségek fejlettsége vajon konvergál egymáshoz vagy divergál? A gazdasági adatok konvergenciavizsgálatának módszertana sokat változott az elmúlt évtizedekben az egyszerű Galtoni-regressziótól a panel egységgyöktesztekig. A közgazdasági kutatásokban a konvergencia vizsgálata a gazdasági növekedés elemzésétől indult. A gazdasági fejlettség konvergenciájára kidolgozott empirikus módszertant más kérdések tanulmányozására is jól lehet alkalmazni, mint például az infláció (Lopez–Papell [2012]) vagy a kereskedelem specializációjának elemzésére (Fertő [2006]). Bernard és Durlauf [1996] szerint a hosszú távú outputváltozások két vagy több ország között akkor konvergálnak, ha az egy főre jutó kibocsátáskülönbségek hosszú távú előrejelzése nullához tart, amikor az előrejelzés horizontja a végtelenhez

tart. Kétváltozós összefüggésben ez azt jelenti, hogy az idősorok akkor konvergálnak, ha az országok között egy főre jutó GDP különbségek stacionáriusak. Többváltozós vagy panel kontextusban az országok egy csoportja akkor konvergál, ha azt a nullhipotézist, hogy az országok közötti kibocsátáskülönbségnek és a keresztmetszeti átlagnak egységgyöke van, elutasíthatjuk az alternatív hipotézis javára, miszerint a különbségek stacionáriusak. Nyilvánvalóan a GDP konvergenciájának vizsgálatát analóg módon kiterjeszthetjük az TFI elemzésére is.

A paneladatokat ökonometriája számos panel egységgyök-eljárást fejlesztett ki az elmúlt évtizedben (*Baltagi* [2008]). A szakirodalom megkülönböztet általában első és másodgenerációs egységgyököket aszerint, hogy a paneladatokban közös vagy egyéni egységgyök-folyamatot feltételezünk. Mivel a különböző teszteknek egyaránt vannak előnyei és hátrányai is, ezért eredményeink robusztusságának ellenőrzésére több panel egységgyöktesztet is alkalmaztunk, hogy a TFI konvergenciáját megvizsgáljuk. A panel egységgyökök tesztelését két lépcsőben végeztük el. Először csak individuális hatást, másodsor pedig individuális és trendhatást is feltételeztünk.

Trendhatás nélkül a panel egységgyöktesztek ellentmondásos eredményt adnak. (Lásd az 5. táblázatot.) A Levin–Lin–Chu és a Philips–Perron Fischer-teszt elutasítja, míg az Im–Pesaran–Shin és az ADF (Augmented Dickey-Fuller) Fisher-teszt elfogadja az egységgyök létét az TFI paneladatokban.

5. táblázat

A TFI panel egységgyöktesztjei (individuális hatás)

Módszer	Statisztika	p-érték
Nullhipotézis: egységgyök (közös egységgyök folyamatot feltételezve)		
<i>Levin–Lin–Chu t</i> -statisztika	–13,2024	0,0000
Nullhipotézis: egységgyök (egyéni egységgyök folyamatot feltételezve)		
<i>Im–Pesaran–Shin W</i> -statisztika	1,07407	0,8586
ADF – Fisher-féle Chi-négyzet	321,978	0,8381
PP – Fisher-féle Chi-négyzet	484,167	0,0000

Trendhatást feltételezve egységesebb eredményekre juthatunk. (Lásd a 6. táblázatot.) Az öt teszt közül három 1 százalékos, egy-egy teszt pedig 5, illetve 10 százalékos szinten utasítja el a panel egységgyök létezésének nullhipotézisét. Összefoglalva az eredményeinket, úgy érvelhetünk, hogy nagy valószínűséggel a TFI stacionárius. Másképp fogalmazva, a térségfejlődés szintje Magyarországon a kistérségek között valószínűleg konvergált egymáshoz 2002 és 2008 között.

6. táblázat

A TFI panel egységgyöktesztjei (trend és individuális hatás)

Módszer	Statisztika	<i>p</i> -érték
Nullhipotézis: egységgyök (közös egységgyök folyamatot feltételezve)		
<i>Levin–Lin–Chu t</i> -statisztika	–37,767	0,0000
<i>Breitung t</i> -statisztika	–1,7587	0,0393
Nullhipotézis: egységgyök (egyéni egységgyök folyamatot feltételezve)		
<i>Im–Pesaran–Shin W</i> -statisztika	–1,3915	0,0820
ADF – Fisher-féle Chi-négyzet	466,269	0,0000
PP – Fisher-féle Chi-négyzet	854,284	0,0000

3.3.3. A térségfejllettség dinamikája

A TFI második típusú stabilitását, azaz a TFI-értékek stabilitását a kistérségek szintjén Markov-féle valószínűség-átmeneti mátrixok segítségével vizsgálhatjuk. A kiinduló kérdés, hogy a TFI értékeit hány csoportba osszuk. Első lépésként egy bináris felosztást alkalmazunk, aszerint hogy az TFI értéke nullánál kisebb vagy nagyobb. A 7. táblázatból láthatjuk, hogy a vizsgált időszakban a relatíve rosszabb helyzetbe levő ($TFI < 0$) kistérségek száma közel 33 százalékkal növekedett.

7. táblázat

A kistérségek száma a TFI-értékek alapján 2002 és 2008 között

TFI	2002.	2003.	2004.	2005.	2006.	2007.	2008.
	évben						
$TFI < 0$	89	99	107	112	112	115	118
$TFI > 0$	85	75	67	62	62	59	56

A bináris megkülönböztetés alapján számított valószínűség-átmeneti mátrixot a 8. táblázat mutatja. A becslések szerint 92,44 százalék annak esélye, hogy egy kistérség az egynél kisebb TFI-vel rendelkező csoportban maradjon, míg a jobb helyzetben levő maradás esélye valamivel alacsonyabb 88 százalék. Hasonlóan, a pozíciójavítás esélye 7,6 százalék, míg a pozíciórontásé ennél lényegesen nagyobb, 12 százalék.

Ha részletesebb képet akarunk kapni az egyes kistérségek relatív helyzetének változásáról, kettőnél több osztályközbe is sorolhatjuk adatainkat.

8. táblázat

*A kistérségek Markov-mátrixa
a TFI-értékek alapján, 2002 és 2008*

2002. évi TFI	2008. év	
	TFI < 0	TFI > 0
TFI < 0	0,9245	0,0755
TFI > 0	0,1197	0,8803

A 9. táblázatból láthatjuk, hogy a kistérségek valamivel nagyobb valószínűséggel mobilabban mozognak egyik kvartilisból a másikba. Az adott kvartilisban maradás esélye 75 és 88 százalék között mozog. Hasonló esélyekkel kerülhet egy-egy kistérség egyik cellából a másikba. A pozíciórontás esélye nagyobb a 2. kvartilisban, mint a javításé, míg ennek az ellenkezője igaz a 3. kvartilisban.

9. táblázat

A kistérségek Markov-mátrixa a TFI kvartilis értékei alapján, 2002 és 2008

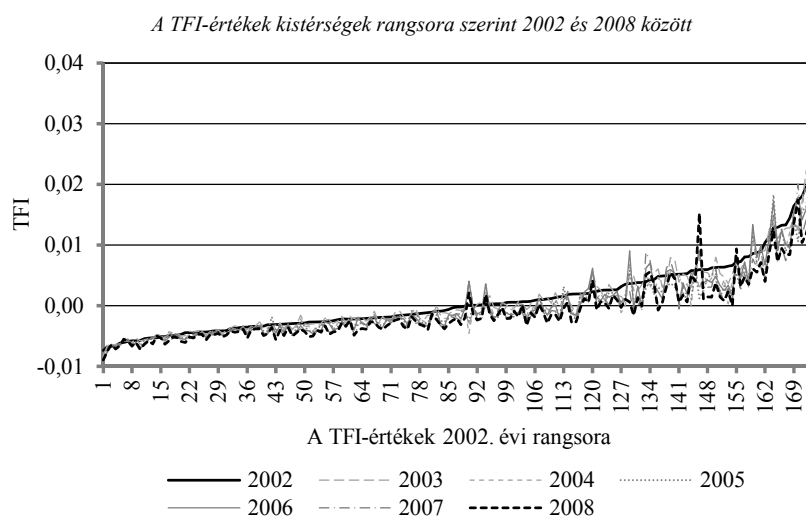
2002. évi kvartilis	2008. év			
	1. kvartilis	2. kvartilis	3. kvartilis	4. kvartilis
1. kvartilis	0,8766	0,0812	0,0325	0,0097
2. kvartilis	0,0864	0,7907	0,1030	0,0199
3. kvartilis	0,0261	0,1107	0,7492	0,1140
4. kvartilis	0,0133	0,0133	0,1196	0,8538

3.4. A kistérségek rangsora a TFI alapján

A TFI értékei alapján rangsorolhatjuk az egyes kistérségeket relatív pozíciójuk alapján. Az ábra a kistérségek rangsorát mutatja a 2002. évi TFI-értékek alapján. A rangsor nagyjából konzisztens képet mutat, az egyes kistérségek relatív pozíciója nem sokat változott, noha a TFI abszolút értékben változhatott is. Ez összhangban van a Spearman rangkorrelációs mátrixban kapott eredményeinkkel is. (Lásd a 4. táblázatot.)

A legfejlettebb kistérségek rangsora relatíve stabil. A 2002. év tíz legfejlettebb kistérségéből 2008-ban hét szintén a legjobbak közé tartozott. Aszód, Gödöllő, Szentendre elveszítette előkelő pozícióját, Csorna, Érd és Mosonmagyaróvár került a helyükre. Az elmaradott legalsó régióban is hasonló változásokat figyelhetünk meg. A 2002. évi tíz legfejletlenebb kistérségből hét továbbra is ebben a rossz helyzetben

maradt, a rangsor utolsó két helyezettje változatlan: a Berettyóújfalui és a Fehérgyarmati kistérség. Ózd, Sellye, Szerencs kikerült a legrosszabb helyzetben levő kistérségek közül, Nyírbátor, Baktalórántháza és Vásárosnamény váltotta fel őket. A TFI csökkenő tendenciáját itt is megfigyelhetjük. A top tíz kistérség TFI-értékének átlaga 0,178-ról 0,131-ra, míg a legrosszabb helyzetű tíz kistérség hasonló értékei – 0,063-ról –0,069-ra csökkentek.



10. táblázat

A 10 legmagasabb és legalacsonyabb TFI-index kistérségenként, 2002 és 2008

2002		2008	
Kistérség	TFI	Kistérség	TFI
Legmagasabb 10 TFI-érték			
Budaörsi	0,032	Sopron-Fertődi	0,017
Dunakeszi	0,020	Budaörsi	0,016
Pilisvörösvári	0,020	Csornai	0,015
Veresegyházi	0,018	Dunakeszi	0,014
Sopron-Fertődi	0,017	Ráckevei	0,014
Ráckevei	0,016	Érdi	0,012
Gödöllői	0,015	Pilisvörösvári	0,012
Szentendrei	0,013	Veresegyházi	0,010
Monori	0,013	Monori	0,009
Aszódi	0,013	Mosonmagyaróvári	0,009
Átlag	0,178		0,131

(A táblázat folytatása a következő oldalon.)

(Folytatás.)

2002		2008	
Kistérség	TFI	Kistérség	TFI
Legalacsonyabb 10 TFI-érték			
Mátészalkai	-0,006	Nyírbátori	-0,006
Ózdi	-0,006	Baktalórántházai	-0,006
Bodrogközi	-0,006	Abaúj-Hegyközi	-0,006
Sellyei	-0,006	Vásárosnaményi	-0,006
Szerencsi	-0,006	Bodrogközi	-0,007
Edelényi	-0,006	Edelényi	-0,007
Encsi	-0,007	Encsi	-0,007
Abaúj-Hegyközi	-0,007	Mátészalkai	-0,007
Berettyóújfalui	-0,007	Berettyóújfalui	-0,007
Fehérgyarmati	-0,007	Fehérgyarmati	-0,009
Átlag	-0,063		-0,069

4. Összegzés

A térségfejlesztési programok hatáselemzése előtt álló legnagyobb kihívás a megfelelő teljesítményindikátor megalkotása. A programok komplexitása miatt ugyanis nem elég egy-egy fontosnak tartott mutatószám, például az egy főre jutó regionális GDP vagy a regionális munkanélküliség. Ezek ugyanis a lehetséges hatásoknak csak egy dimenzióját (gazdasági, társadalmi, környezeti) képesek megragadni. Következésképp szükséges egy komplex mutatószám megalkotása, amely tartalmazhatja a lehetséges hatások összes releváns dimenzióját. Hasonlóan fontos, hogy a hatásokat lehetőleg minél alacsonyabb aggregáltsági szinten tudjuk azonosítani, hiszen a magasabb-/makroszintű hatások elrejtik a mikrohatások dinamikáját. Ezen a ponton viszont szembe kell nézni az empirikus vizsgálatok örök problémájával, nevezetesen a rendelkezésre álló adatok kérdésével. Bizonyos outputadatok, például a GDP csak NUTS-2 szinten hozzáférhetők. Egy komplex térségfejlettségi index a lehető legtöbb releváns információt, illetve az ezeket magukban hordozó változók használatát igényli, ugyanakkor az adatok hozzáférhetősége nyilvánvalóan csak a változók önkényes szelekcióján alapulhat. Minden esetlegesség ellenére egy komplex mutatószám reális alternatívája a hivatalos indikátoroknak, amely a hatásoknak csak egy korlátozott körét képesek azonosítani.

A becült térségfejlettségi index alapján kapott eredményeink nagyjából összhangban vannak eddigi tudásunkkal. Magyarországon 2002 és 2008 között a kistérségek fejlettségi szintje konvergált egymáshoz. Ugyanakkor a kistérségek meglehetősen alacsony mobilitást mutattak az egyes térségfejlettségi kategóriák (kvartilisek) között, és a pozíció romlás esélye magasabb volt, mint a javításé.

Irodalom

- BALTAGI, B. H. [2008]: *Econometric Analysis of Panel Data*. 4th ed. Wiley. New York.
- BALTAGI, B. H. – LI, Q. [1991]. A Joint Test for Serial Correlation and Random Individual Effects. *Statistics and Probability Letters*. No. 11. pp. 277–280.
- BELUSZKY P. – SIKOS T. T. [2007]: Változó falvaink a magyarországi falvak típusai a harmadik évezred kezdetén. *Tér és Társadalom*. XXI. évf. 3. sz. 1–29. old.
- BERNARD, A. B. – DURLAUF, S. N. [1996]: Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis. *Journal of Econometrics*. No. 71. pp. 161–174.
- BÍRÓ P. – MOLNÁR L. – ADLER J. – BARTA J. – MÜLLER E. – PICHOVSKY K. – SKULTÉTY L. [2004]: A kistérségi szintű relatív fejlettség meghatározása. *Területi Statisztika*. 44. évf. 6. sz. 564–585. old.
- CSATÁRI B. – FARKAS J. [2006]: A magyar vidékies kistérségek új kategorizálása, különös tekintettel a városi hatásokra és a földhasznosítás változásaira. *Tér és Társadalom*. XX. évf. 4. sz. 97–110. old.
- CSATÁRI B. [1996]: *A magyarországi kistérségek néhány jellegzetessége*. Magyar Tudományos Akadémia Regionális Kutatások Központja Alföldi Tudományos Intézet. Kecskemét.
- CSATÁRI B. [1999]: *A kedvezményezett kistérségek besorolásának felülvizsgálata (összefoglaló zárójelentés.)* Magyar Tudományos Akadémia Regionális Kutatások Központja Alföldi Tudományos Intézete. Kecskemét.
- CSERHÁTI I. – DOBOSI E. – MOLNÁR ZS. [2005]: Regionális fejlettség és tökevonzási képesség. *Területi Statisztika*. 45. évf. 1. sz. 15–32. old.
- CSITE A. – NÉMETH N. [2007]: *Az életminőség területi differenciái Magyarországon: a kistérségi szintű HDI becslési lehetőségei*. Budapesti munkagazdaságtani füzetek. 3. sz. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet, Budapesti Corvinus Egyetem. Budapest.
- DOBOSI E. [2003]: *A regionális elemzések módszertani kérdései – Esettanulmány: Magyarország kistérségi fejlettségének elemzése*. A gazdaságelemzés módszerei. 1. sz. Központi Statisztikai Hivatal Gazdaságelemző és Informatikai Intézet (ECOSTAT). Budapest.
- FALUVÉGI A. – TIPOLD F. [2007]: A területfejlesztés kedvezményezett térségeinek 2007. évi besorolása. *Területi Statisztika*. 47. évf. 6. sz. 523–540. old.
- FALUVÉGI A. [2000]: A magyar kistérségek fejlettségi különbségei. *Területi Statisztika*. 40 évf. 4. sz. 319–346. old.
- FALUVÉGI A. [2004]: *A társadalmi-gazdasági jellemzők területi alakulása és várható hatásai az átmenet időszakában*. Műhelytanulmányok 5. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Kutatóközpont. Budapest. <http://www.econ.core.hu/doc/dp/dp/mtdp0405.pdf>

- FAZEKAS K. [1997]: Válság és prosperitás a munkaerőpiacon – A munkanélküliség regionális sajátosságai Magyarországon 1990–1996 között. *Tér és Társadalom*. XI. évf. 4. sz. 9–24. old.
- FERTŐ I. [2006]: *Az agrárkereskedelem átalakulása Magyarországon és a kelet-közép-európai országokban*. KTI könyvek. 8. sz. Magyar Tudományos Akadémia Közgazdaságtudományi Intézet. Budapest.
- HAHN CS. [2004]: A térségi fejlődést befolyásoló tényezők Magyarországon. *Területi Statisztika*. 44. évf. 6. sz. 544–563. old.
- KOVÁCS E. [2003]: *Többváltozós adatelemzés*. Budapesti Közgazdaságtudományi és Államigazgatási Egyetem. Budapest.
- LOPEZ, C. – PAPELL, D. H. [2012]: Convergence of Euro Area Inflation Rates. *Journal of International Money and Finance*. No. 31. pp. 1440–1458.
- LUKOVICS M. [2007]: A lokális térségek versenyképességének elemzése. PhD-értekezés. Szegedi Tudományegyetem. Szeged.
- MADDALA, G. S. [2004]: *Bevezetés az ökonometriába*. Nemzeti Tankönyvkiadó. Budapest.
- MAJOR K. [2005]: A σ és β konvergencia. In: *Nemes Nagy J. (szerk.): Regionális elemzési módszerek*. Regionális Tudományi Tanulmányok. 11. Eötvös Loránd Tudományegyetem. Budapest. 121–135. old.
- MICHALEK, J. – ZARNEKOW, N. [2012]: Counterfactual Impact Evaluation of EU Rural Development Programmes – Propensity Score Matching Methodology Applied to Selected EU Member States. A regional approach. *JRC Scientific and Policy Reports*. Vol. 2. pp. 1–79.
- NEMES NAGY J. – NÉMETH N. [2005]: Az átmeneti és az új térszerkezet tagoló tényezői. In: *Fazekas K. (szerk.): A hely és a fej – Munkapiac és regionalitás Magyarországon*. Magyar Tudományos Akadémia. Budapest. 75–138. old.
- NEMES NAGY J. [2005]: Összetett jelenségek, osztályozás, regionalizálás. In: *Nemes Nagy J. (szerk.): Regionális elemzési módszerek*. Regionális Tudományi Tanulmányok. 11. Eötvös Loránd Tudományegyetem. Budapest. 169–215. old.
- NÉMETH N. – KISS J. P. [2007]: Megyéink és kistérségeink belső jövedelmi tagoltsága. *Területi Statisztika*. 47. évf. 1. sz. 20–45. old.
- OBÁDOVICS CS. – KULCSÁR L. [2003]: A vidéki népesség humánindexének alakulása Magyarországon. *Területi Statisztika*. 43. évf. 4. sz. 303–322. old.
- OBÁDOVICS CS. [2004]: *A vidéki munkanélküliség térségi eloszlásának elemzése*. PhD-értekezés. Szent István Egyetem. Gödöllő.
- PESARAN, M. H. [2004]: General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. *Working Papers in Economics*. No. 0435. University of Cambridge. Cambridge.
- RITTER K. [2008]: *Agrárfoglalkoztatási válság és a területei egyenlőtlenségek*. PhD-értekezés. Szent István Egyetem. Gödöllő.
- TÁNCZOS T. – EGRI Z. [2010]: Differenciálódási folyamatok a magyarországi kistérségek társadalmi és gazdasági fejlettségében. *Területi Statisztika*. 50. évf. 3. sz. 279–294. old.
- TÁNCZOS T. [2011]: *A társadalmi és gazdasági fejlettség térbeli folyamatvizsgálata Magyarországon*. PhD-értekezés. Szent István Egyetem. Gödöllő.
- WOOLDRIDGE, J. M. [2002]: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press. Cambridge.

Summary

The purpose of this article was to construct a multi-dimensional index measuring the overall level of regional development and quality of life in individual regions of Hungary. In the Rural Development Index (RDI), the development domains are represented by 132 partial socio-economic, environmental, infrastructural and administrative indicators/variables at NUTS 3 level. The weights of these economic, social and environmental domains are derived empirically from the econometrically estimated, interregional migration function after selecting the “best” model from various alternative model specifications. The RDI is empirically applied to the regional development in individual rural areas of Hungary, in years 2002–2008. Due to its comprehensiveness, it is suitable for analysing the overall level of development of rural areas and also for evaluating the impacts of various structural programmes at regional level.