



# Területi Statisztika

Közzététel: 2022. január 19.

**A tanulmány címe:**

A jövedelmi depriváció és a depresszió összefüggéseinek térökonometriai vizsgálata Skóciában, térbeli hiba-autokorrelációs és kombinált modellel

Szerzők:

*Bilicz Hanga Lilla*

<https://doi.org/10.15196/TS620103>

***Az alábbi feltételek érvényesek minden, a Központi Statisztikai Hivatal (a továbbiakban: KSH) Területi Statisztika 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, tértírtésmentes 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: Területi Statisztika c. folyóirat 62. évfolyam 1. számában megjelent, Bilicz Hanga Lilla által írt, A jövedelmi depriváció és a depresszió összefüggéseinek térökonometriai vizsgálata Skóciában, térbeli hiba-autokorrelációs és kombinált modellel c. tanulmány”***

- 7) A Folyóiratban megjelenő tanulmányok kutatói véleményeket tükröznek, amelyek nem esnek szükségképpen egybe a KSH, vagy a szerzők által képviselt intézmények hivatalos álláspontjával.

# **A jövedelmi depriváció és a depresszió összefüggéseinek térökonometriai vizsgálata Skóciában, térbeli hiba-autokorrelációs és kombinált modellel**

## **Spatial analysis of the relationship between income deprivation and depression with SAR and SARMA models applied for the population of Scotland**

**Bilicz, Hanga Lilla**

Pécsi Tudományegyetem  
E-mail: bilicz.hanga@ktk.pte.hu

A szakirodalom szerint a mentális egészségromlás sok esetben szorosan összefügg a jövedelmi helyzettel. E tanulmány a depresszió mint egyfajta mentális betegség térbeli függőségét Skócia lakosságára modellezi. A szerző hipotézise szerint – megfelelő kontrollváltozók modellbe építése mellett – kimutatható a depresszió depriváltsági szinttől való függősége, amely a térbeliséget is figyelembe véve fejt ki hatását. Az eredmények szerint, amennyiben az adott területen magas a jövedelmi depriváltság, akkor az egyértelműen növeli a depresszióra való hajlamot. A depresszió alakulásában továbbá térbeli függőség fedezhető fel, ami egyfajta multiplikátorhatásként gyűrűzik tovább adott területi szomszédságokban. Mindennek következtében elengedhetetlen a regionális fejlesztési politikák meghatározásakor az említett hatásokat is mérlegelő döntéshozás.

**Kulcsszavak:**  
depresszió,  
depriváció,  
térbeli függőség,  
térökonometria,  
SIMD

Literature on mental health often refers to poverty and deprivation as main sources of different types of mental health problems. In this paper I examine the relationship between depression, a common mental health problem and income deprivation, as well as further control variables while assuming the existence of underlying neighboring effects that shape the depression levels in certain regions of Scotland. Based on the spatial models created within the scope of this paper we can conclude that growing income deprivation

**Keywords:**  
depression,  
deprivation,  
spatial dependency,  
spatial econometrics,  
SIMD

within a region causes the level of depression to rise, too. Moreover, the said growth triggers a multiplier effect as well since the depression levels of neighboring regions grow accordingly. The paper concludes that resource allocation strategies should take these effects into consideration, too, when targeting certain regions in order to enhance the efficiency of regional support policies.

*Beküldve:* 2020. december 1.

*Elfogadva:* 2021. április 9.

## Bevezetés

A mentális egészség romlása, a depresszió kialakulása számtalan okra vezethető vissza, gyakran kötik az erőszakos környezetnek való kitettséghez csakúgy, mint a strukturális egyenlőtlenségekhez, a szegénységhez vagy a nem megfelelő életkörülményekhez (Frese–Mohr 1987, Belle–Doucet 2003, Lorenc et al. 2012, Hessel et al. 2019). A kiváltó okok azonban nemcsak egyéni szinten lehetnek egymás katalizátorai, mutathatnak szoros statisztikai összefüggést, hanem azok térbeli interakciója (térbeli autokorreláció) és a térbeli struktúrája (térbeli heterogenitás) is meghatározó lehet a tényleges ok-okozati kapcsolatok modellezése során. E tanulmány a depresszió – mint egyfajta mentális egészségromlás – térbeli függőségét modellezi Skócia teljes lakosságán. A modellépítéshez a szakirodalomban gyakran ezen egészségproblémával összefüggésbe hozott magyarázó és kontrollváltozókat is felhasználnak. Az adatok forrása a 2016. évi skót többszörös depriváltsági index (scottish index of multiple deprivation – SIMD). E kompozit index hét aldimenzióján belül a depressziós szint csakúgy, mint a jövedelmi depriváció, valamint a munkaerőpiacról való kiszorulás mértékének mérése is megjelenik.

A szakirodalom szerint a XXI. században a mentális problémák egyre nagyobb hangsúllyal jelennek meg mind nemzeti, mind globális szinten az egészségügyben (Kiss 2016). A mentális egészségben bekövetkező romlás – annak konkrét típusától függetlenül – minden korosztály esetében szoros összefüggésben áll nemcsak a szegénységi és depriváltsági állapottal, hanem a szomszédságban tapasztalható nélkülözési szintekkel is (Chow et al. 2005, Simon et al. 2018). Ezért e tanulmányban egy olyan térökonometriai modellt alkotok, mely a szomszédsági viszonyok által okozott függőséget is kezelni tudja, így a térbeli autokorreláció hatásaitól megtisztított viszony leképezésére képes (Varga 2002). Hipotézisem szerint megfelelő kontrollváltozó bevonásával kimutatható a depresszió mint egyfajta mentális betegségnek a depriváltsági szinttől való függősége, mely kapcsolat a térbeliséget is figyelembe véve fejt ki hatását.

## Depriváció és depresszió

Ahogy a többletjövedelem határhaszna, úgy a nélkülözés negatív hatásai is más-más mértékben, módon változnak és hatnak a különböző jövedelemkategóriába tartozókra (Galambosné Tiszberger 2019). A szegénységet napjainkban jellemzően már nem csupán jövedelmi alapú nélkülözésként, hanem komplex, multidimenzionális fogalomként értelmezzük. A szegénység meghatározása az egyenlőtlenség, a társadalmi kirekesztettség és a depriváció fogalmaival is egyre szorosabban összemosódik, ugyanis az utóbbi fogalmakkal azonosított nélkülözés eredete és lecsapódása sokszor egyértelműen jelzi azt, hogy valójában kik is a szegények (Bilicz 2020). A szegénység és a depriváció fogalmai tehát ugyan definíciótól függően részben eltérőek lehetnek vagy átfedhetik egymást, azonban mindkét jelenség döntően több dimenziót felölelő nélkülözési szintek beazonosításával mérhető.

A szakirodalomban a szegénységgel, nélkülözéssel egyik leggyakrabban összefüggő szoros következmény a különböző egészségi területeken tapasztalható leépülés, beleértve nemcsak a fizikai, hanem a mentális egészséget is (Belle–Doucet 2003). A Világbank (2015) adatai alapján is egyértelműen kimutatható, hogy a mentális egészségi problémák főként az alacsony és a közepes jövedelmi színvonalú országokban kiugró mértékűek.

A földrajzi tér, amelyben a szegénység, a depriváció kialakul, kétségkívül nem homogén, azaz nem biztosít azonos lehetőségeket az egyéni igények kielégítésére (Koós 2015). Így egyértelműen kijelenthető, hogy a térbeli elhelyezkedésnek jelentős a hatása nemcsak a depriváció tartós meglétére, hanem ezáltal annak következményeire is, beleértve a mentális egészségi problémákat is. Arcaya et al. (2016) alapján az elmúlt évtizedekben jelentősen megnőtt azon kutatások száma, melyek a szomszédsági állapotok (például depriváció, szegénység, társadalmi vagy éppen épített környezeti karakterisztikák stb.), valamint az egészségi állapotban bekövetkező változások (például elhízás/testtömegindex [body mass index – BMI], kóros megbetegedések, mentális egészség stb.) közötti kapcsolatot kutatják. Leventhal–Brooks-Gunn (2003) empirikus kutatása is erre mutat rá. Az általuk végzett kísérlet során ugyanis statisztikailag szignifikáns mértékben csökkent mind a szülők, mind a gyermekek szorongása abban az 550 családban, akiket mélyszegénység jellemezte lakóhelyről kevésbé szegény szomszédságba költöztettek. Így a szerzők a 3 évet felölelő empirikus kísérlet alapján megállapították, hogy a szegénységi környezet hatása szignifikáns a mentális egészség alakulására. Leventhal–Brooks-Gunn (2003) és Simon et al. (2018) arra is rámutatnak, hogy a gyermekkor óta tartóan fennálló szegénység – többek között – alacsonyabb tanulmányi teljesítményt, rosszabb kognitív képességeket, figyelemzavart, valamint szorongást és depressziót okozhat, következésképpen pedig felnőttkorban szinte az összes pszichiátriai rendellenesség kialakulásának magasabb a kockázata.

A mentális egészség mellett, hogy fontos egyéni egészségügyi és jólléti szempontból, kiemelt társadalmi és gazdasági tényező is, hiszen a megfelelő mentális

egészség a társadalmi kapcsolatok kialakításához, fenntartásához és a közös társadalmi, gazdasági célok előremozdításához is elengedhetetlen (Heflin–Iceland 2009). A mentális egészség számos tényező függvénye, illetve mentális betegségek terén is széles skálát dokumentáltak részletesen az elmúlt évszázadok orvosi és pszichológiai szakirodalmában.

A depresszió, mely régen melankóliaként is gyakran emlegetett állapotként is szerepel a szakirodalomban, Dunn et al. (1993) alapján az egyik legrégebben ismert mentális betegség, mely körülbelül egyidős magával a pszichiátria tudományával. Az Egészségügyi Világszervezet (World Health Organisation – WHO) adatai szerint világszerte jelenleg is 264 millióan küzdenek depresszióval annak ellenére, hogy a betegség leküzdésére léteznek bizonyítottan hatékony pszichológiai és gyógyszeres kezelések (WHO 2020). A súlyos, kezeletlen szorongással és depresszióval összefüggésbe hozható számos negatív következmény, például az alacsonyabb iskolai, munkahelyi teljesítmény (Heflin–Iceland 2009), valamint az öngyilkosságok magas száma is (Gilbert 1984).

A depresszió Belle–Doucet (2003) alapján az egyik leggyakrabban kutatott következmény a szegénységgel és a deprivációval foglalkozó szakirodalomban. Számos kutatás irányult a depresszió és az anyagi helyzet közötti kapcsolat feltárására, és ezek döntő többsége arra a következtetésre jutott, hogy ok-okozati összefüggés az anyagi nélkülözésből eredő depresszió irányába állapítható meg (Miech et al. 1999, Johnson et al. 1999, Muntaner et al. 2004). Bruce et al. (1991) eredményei alapján az is kijelenthető, hogy a szegénységben élő felnőttek kétszer annyira hajlamosak súlyos depresszióra, mint a nem szegénységben élők. Simon et al. (2018) azt is megállapította, hogy a földrajzilag erősen koncentrált szegénység kifejezetten negatív hatással van a pszichés állapotra, s ezen eredményeket erősíti meg Joshi et al. (2017) kutatása is, ahol a szegénység mellett az erőszakos bűncselekményeknek való környezeti kitettség is megjelenik, mint egyértelmű helyhez kötött kiváltó ok.

Skócia területére vonatkozó jelen kutatásomban érdemes tehát a térbeli függőséget is figyelembe venni a szegénység vagy a depriváció, valamint a depresszió kapcsolatának elemzése során, továbbá elengedhetetlen bizonyos kontrollváltozók bekapcsolása is a modellbe. Ahogy Dudek–Sedefoğlu (2019) is rávilágít, a depriváció és az ahhoz köthető problémák szélesebb körű regionális elemzése feltétlenül szükséges ahhoz, hogy az Európai Unióban (EU) hosszú távon társadalmi kohézió alakulhasson ki.

## Módszertan

A szegénység és a depriváció mérésére számos módszertan létezik. A mérési skálák, indikátorok definiálása terén mára a tisztán monetáris alapon meghatározott szegénységkonceptiót felváltani látszik egy interdiszciplinárisan is értelmezett társadalmi és gazdasági szegénységmeghatározás. Ezzel párhuzamosan teret nyernek az új, a

materiális tartalmon túlmutató jelentés megragadására képes, több dimenziót egybefoglaló kompozit indikátorok is. Míg általánosságban megállapítható, hogy szegénységen továbbra is az anyagi javakhoz erősen kötődő nélkülözést értjük, addig deprivációként pedig minden esetben több, szélesebb körben értelmezett dimenzió mentén megragadható hiányt, hátrányt. A deprivációs mérőszámok általánosságban az életkörülmények leírására, a megélhetés külső jegyeinek megjelenésére összpontosítva határozzák meg a nélkülözést (Bruder 2014), azaz az anyagi jólét és az életminőség kapcsolatára alapoznak (Papp et al. 2017). Townsend (1979) alapján az objektív, relatív depriváció például olyan több dimenzióban megnyilvánuló erőforrás- és lehetőséghiányként értelmezhető, mely meggátolja a társadalomban elfogadott életkörülmények kialakítását, beleértve ebbe a mentális egészséghez szükséges életkörülmények megteremtését is. Tehát ez, a szakirodalomban a depriváció leírására egyik leggyakrabban alkalmazott definíció is egyértelműsíti azt, hogy depriváción általánosságban a pusztán jövedelmi szinthez kapcsolódó nélkülözésen túlmutató indikátortípust értünk. Míg a jövedelmi szegénység esetében a jövedelmi egyenlőtlenségek csökkentése lehet a döntéshozók fő célja, addig a depriváció megszüntetésére irányuló intézkedések meghozatalakor az alapvető javakhoz való hozzáférés javítása állhat a középpontban (Huszár 2014).

Az EU-ban jelenleg a depriváció mérésének a szegénység vagy társadalmi kirekesztődés kockázatának kitettek aránya (at risk of poverty or social exclusion – AROPE) mutató egyik dimenziója ad teret, mely az Európa 2020 stratégia inkluzív növekedési prioritásának része (Müller-Frączek 2019). Azonban az EU tagországaiban nemzeti szinten mérten komplexebb deprivációs indexekkel is találkozhatunk, bár ezek szélesebb körű térnyeréséhez megfelelő nemzeti statisztikai eszköztárra lenne szükség (Haldorson 2019). Utóbbi indexre példa a Skóciában megalkotott SIMD is.

Az első SIMD-t 2004-ben számították, majd 2006-ban, 2009-ben, 2012-ben, 2016-ban és 2020-ban aktualizálták. Így jelenleg a 2020. évi adatok alapján számított deprivációs index a legfrissebb, azonban jelen tanulmány készítésekor legfrissebbként csak a 2016. évi adatok voltak teljeskörűen hozzáférhetők, így az általam készített elemzések és megállapított összefüggések 2016-ra vonatkoznak. Az index 7 dimenzióban mért objektív statisztikai adatok alapján állít rangsort Skócia egyes területei között. Az elemzési egységek, az ún. adatszónák (data zones), melyeket a 2011. évi népszámlálás adatai alapján átlagosan 760 fős területek elkülönítésével alakítottak ki<sup>1</sup>. Így az 5,3 millió fős Skócia területén 6976 adatszóna egymáshoz viszonyított depriváltsági rangsora állítható össze. Az index által használt dimenziók megegyeznek a szakirodalomban a depriváció jelenlétének kimutatását legkarakterisztikusabban érzékeltető területekkel, azaz magukban foglalnak jövedelmi és munkaerőpiaci helyzetet mérő, valamint oktatási és egészségügyi mutatókat, szolgáltatá-

<sup>1</sup> Az adatszónákról részletesebb leíró statisztikát a Függelék F1. táblázat tartalmaz.

sokhoz való hozzáférési lehetőségeket, bűncselekményekkel kapcsolatos statisztikákat, valamint lakhatási helyzetet leíró indikátorokat. Ezen indikátorok dimenziókénti, majd a dimenziók indexbe történő aggregálásából alakul ki azon rangsor, mely Skócia területeit a legnagyobb mértékben depriválttól a legkisebb mértékben depriváltig listázza. Az indexhez annak kifejlesztői továbbá esettanulmányokat, fejlesztési javaslatokat is mellékelnek annak érdekében, hogy az adott területeken megjelenő depriváció célirányos kezelését elősegítsék a döntéshozók számára (Skót Kormány 2016).

A SIMD-n belül a depresszió az egészségügyi depriváltságot kifejező dimenzió belül mérhető. Az adatok forrása a skóciai Országos Egészségügyi Szolgálat (National Health Service – NHS) adatbázisa. Egyénre vetítetten, lakcím alapján határozzák meg, hogy mely adatszónában, milyen arányban vannak jelen azon betegek, akiknek szorongásoldó, antipszichotikus vagy antidepresszáns gyógyszereket<sup>2</sup> írnak fel. E tanulmányon belül tehát a depresszióban szenvedőket adott gyógyszeres kezelés alatt állóknak tekintem, így elemzésemnek nem tárgya azok vizsgálata, akik esetében egyáltalán nem vagy más, alternatív módon kezelik a depressziót (például pszichoterápia, természetgyógyászat stb.).

A térbeli adatokkal nemcsak általános, hanem térökonometriai elemzések is végezhetők a SIMD-index bármely aldimenzióján vagy azok modellbe vonásával. Így jelen tanulmányban a depressziót mint függő változót elemezve az index további aldimenzióiból azokat tekintem független változóknak, melyek a depresszió kiváltó okai között bizonyítottan megjelennek a szakirodalomban.

Amennyiben a térbeli függőség bármely formája megtalálható egy felvázolt összefüggéseket tartalmazó egyenletben, akkor megállapítható, hogy a földrajzi elhelyezkedés befolyásolja a tényleges összefüggéseket, s így a hagyományos ökonometriai becslések torzítottak lesznek (Váry 2017). „Mind a térstatisztikusok, mind a geográfusok evidenciaként kezelik azt, hogy a térbeli adatok egyik meghatározó jellemzője azok heterogenitásra és korrelációra való hajlama” (Varga 2002, 356. old.), valamint a szakirodalom alapján is egyértelműen feltételezhető a depriváció és a depresszió kapcsolatáról, hogy azt térbeli függőség is jellemzi. Így tehát első lépésként fontos annak feltárása, hogy valóban van-e a térnek befolyásoló szerepe a depressziós szintek alakulásában, hiszen a továbbiakban használt modellezési módszerek ezen előzetes eredményen alapulnak.

Az (1) képlet írja le a Moran-féle I statisztika – az eredményváltozónkban felfedezhető térbeli autokorreláció tesztelésére leggyakrabban alkalmazott mérőszám – számítási módszerét, ahol  $(x_i - \bar{x}) \cdot (x_j - \bar{x})$  az egyes területegységekhez tartozó értékek  $(x_i$  és  $x_j$  az  $x$  változó két pontban mért értékei) és  $e$  változók átlagai ( $\bar{x}$  vagy  $\mu$ ) [2.

<sup>2</sup> A Brit Nemzeti Receptnyilvántartó (British National Formulary – BNF) nyilvántartásában a 4.1.2 (Szorongásoldó = Anxiolytics), 4.2 (Antipszichotikus = Antipsychotics) és 4.3 (Antidepresszáns = Antidepressants) kódok alatt szereplő gyógyszerek. E gyógyszereket a háziorvosok (general practitioner – GP) is felírhatják a betegek részére.

egyenlet]) különbségének a szorzata,  $D_{ij}$  a szomszédsági kapcsolatokat leíró mátrix,  $N$  pedig az elemzésbe bevont területegységek száma (Nemes Nagy 2005).

$$I = (N/\Sigma D_{ij}) * \Sigma \Sigma (x_i - \bar{x}) * (x_j - \bar{x}) * D_{ij} / \Sigma (x_i - \bar{x})^2 \quad (1)$$

Ez a képlet Varga (2002) alapján felírható a következő formában is:

$$I = [N/S_0] [\Sigma_{i,j} w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu) / \Sigma_i (x_i - \mu)^2] \quad (2)$$

ahol  $w_{ij}$  a térbeli súlymátrix egy adott eleme, és  $S_0$  olyan normalizáló faktor (3), mely a súlyok összegével egyenlő, és sorstandardizált esetben (4) a területegységek számával egyezik meg:

$$S_0 = \Sigma_{i,j} w_{ij} \quad (3)$$

$$I^* = \Sigma_{i,j} w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu) / \Sigma_i (x_i - \mu)^2 \quad (4)$$

Amennyiben a Moran-féle  $I$  mutató megegyezik a várható  $[-1/(N-1)]$  értékével, akkor nincs térbeli autokorreláció, azaz a mutató az adatok véletlenszerű, szomszédságtól független térbeli eloszlását jelzi. A várható értéknél nagyobb értékek pozitív, az annál kisebbek negatív térbeli autokorrelációra figyelmeztetnek (Cliff–Ord 1981). Jelen kutatás esetében a Moran-féle  $I$  statisztikát különböző súlyozással az 1. táblázat tartalmazza, melyet GeoDa szoftver segítségével számítottam.

1. táblázat

**A Moran-féle  $I$  statisztika értékei a depresszió változóra, különböző térbeli súlymátrixok alkalmazásával**

Moran's  $I$  values for the variable 'depression'  
the application of different spatial weight matrices

Térbeli súlymátrix típusa	Moran-féle $I$
Királynő-1	0,468
Királynő-2	0,293
Királynő-12	0,339
Legközelebbi-3	0,491
Legközelebbi-4	0,476
Legközelebbi-5	0,458
Legközelebbi-6	0,444
Távolság-mérföld	0,004–0,013

Forrás: 2016. évi SIMD-adatok alapján saját számítás.

Az 1. táblázatban a bináris szomszédságmátrixok<sup>3</sup> közül míg a Királynő-1 elsőrendű, a Királynő-2 másodrendű szomszédságmátrixot jelent, addig a Királynő-12 olyan másodrendű Királynő-szomszédságmátrix, melybe az elsőrendű szomszédok is beletartoznak. A Moran-féle  $I$  statisztika azt mutatja, hogy a legerősebb térbeli autokorrelációt akkor találjuk, ha csak az elsőrendű szomszédokat vesszük figyelembe. A Legközelebbi-k néven jelölt szomszédságmátrixok a  $k$  legközelebbi szomszéd

<sup>3</sup> Bináris szomszédságmátrixnak nevezzük azon szimmetrikus súlymátrixokat, melyek esetében a mátrix bármely  $w_{ij}$  elemének lehetséges értéke 1 vagy 0 aszerint, hogy  $i$  és  $j$  egymással szomszédos-e (1) vagy sem (0) (Varga 2002).



alapján súlyoznak, azaz így minden régiónak azonos számú,  $k$  darab szomszédját veszik figyelembe. Az 1. táblázat szerint jelen kutatásban minél több szomszéddal számolunk, annál kisebb lesz a Moran-féle  $I$  statisztikánk értéke. A Távföld mérföld súlymátrixról több különböző<sup>4</sup>, mérföldben megadott távolságra alapozva is megállapítható, hogy minden esetben nem szignifikáns Moran-féle  $I$  értéket mutatott. Az  $I$  várható értéke (amely jelen kutatásban minden vizsgált, szignifikáns esetben  $E(I) \sim -0,0001$ ) a mintaelemszám növelésével a nullához közelít (Anselin 1995).

Anselin (2003) szerint ugyan a Moran-féle  $I$  számos egyéb térékonometriai változónál felsőbbrendűbbnek tekinthető, azonban a megfelelő térbeli modellezési eszköz kiválasztásában nem nyújt segítséget. Ennek kiküszöbölésére a Lagrange Multiplier (LM) tesztstatisztikákat javasolja, melyek alapján megállapítható, hogy a térbeli késleltetés modelljének (spacial lag model), avagy a térbeli hiba-autokorreláció modelljének (spacial error model) alkalmazását (Anselin 2003). E tesztstatisztikák (LM statisztikák) használatára regressziós modell keretei között van lehetőség. Amennyiben ugyanis a becült együtthatók torzítottak és inkonzisztensek – amellet, hogy további releváns hatásokra kontrolláltunk az egyenleten belül – akkor térékonometriai modellezés válik szükségessé (Váry 2017).

Az idősoros elemzéshez hasonlóan térbeli elemzésekben is releváns lehet a késleltetés koncepciója „azzal a különbséggel, hogy itt a késleltetés nem az időben, hanem a térben való 'elcsúszásaként' értelmezett” (Varga 2002, 362. old.). A térbeli késleltetés általános modellje a következőképpen írható fel (5):

$$\mathbf{y} = \rho \mathbf{W}\mathbf{y} + \boldsymbol{\beta}\mathbf{X} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (5)$$

ahol  $\mathbf{y}$  az eredményváltozó értékeinek vektora,  $\rho$  a térben késleltetett eredményváltozó együtthatója (azaz a térbeli autoregressziós paraméter),  $\mathbf{W}$  a sorstandardizált súlymátrix,  $\boldsymbol{\beta}$  az exogén magyarázó változók paramétervektora,  $\mathbf{X}$  az exogén magyarázó változók mátrixa,  $\boldsymbol{\varepsilon}$  a hibatag értékeinek vektora (Varga 2002, Anselin–Rey 2014, Váry 2017).

Ha a reziduumok normális eloszlást követnek és homoszkedasztikusak, valamint nem áll fenn endogenitási probléma lehetősége a modellben, akkor a térbeli késleltetés modelljének becslésekor alkalmazható a maximum likelihood módszer. Ha azonban ezen előfeltételek valamelyike is sérül, illetve a heteroszkedaszticitásra robusztus standard hibák becslése sem bizonyul megfelelő útnak, akkor a maximum likelihood becslés helyett használhatjuk például a térbeli kétlépcsős legkisebb négyzetek módszerét (Spatial Two-Stage Least Squares – S2SLS). Az S2SLS módszertan alkalmazásakor a térben késleltetett eredményváltozót is endogénként kezeljük. Anselin–Rey (2014) alapján a térben késleltetett eredményváltozó ( $\mathbf{W}\mathbf{y}$ ) jól instrumentálható a modellbe vett exogén magyarázó változók – és amennyiben vannak, akkor a modellben alkalmazott további instrumentumok – térben késleltetett értékeivel.

<sup>4</sup> A súlymátrix létrehozásához alkalmazott távolságok: 10, 30, 100 és 300 mérföld.

A térökonometriai modellezés másik gyakori formája a térbeli hiba-autokorrelációs modell alkalmazása. E modell általános képletét a következő [(6) és (7)] egyenletek szemléltetik:

$$\mathbf{y} = \beta\mathbf{X} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (6)$$

és

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \lambda\mathbf{W}_\varepsilon + \boldsymbol{\xi} \quad (7)$$

ahol  $\boldsymbol{\varepsilon}$  az autoregresszív hibatagok vektora,  $\lambda$  az autoregresszív hibatagok térben késleltetett paraméter-együtthatója, és  $\boldsymbol{\xi}$  az egymástól független, azonos eloszlású, nulla várható értékű hibatagok vektora (7) (Varga 2002). Térbeli függőségre utalhat, ha  $\lambda$  szignifikáns, hiszen ilyenkor az egymáshoz közeli területi egységek közötti interakciók a hibatag értékeiben jelentkeznek.

A térbeli késleltetés modelljéhez hasonlóan a térbeli hiba-autokorreláció modellje is becsülhető mind maximum likelihood módszerrel – amennyiben az ismertett előfeltételek teljesülnek –, mind térbeli súlyozott legkisebb négyzetek (ordinary least squares – OLS-) módszerrel. Továbbá  $\lambda$  becslésére Anselin (1999) alapján általánosított momentumok módszerét (generalized method of moments – GMM) használhatunk. Fontos azonban a változók és kontrollváltozók maradéktalan meghatározása, hiszen a tényleges térbeli függőség elismeréséhez az szükséges, hogy a hibatagokban kimutatható autokorrelációt ne bizonyos változók modellből történő kihagyása, hanem a tényleges szomszédság magyarázza.

A gyakorlatban létezik továbbá az előzőekben bemutatott két térökonometriai modell kombinációja is, amely kombinált modellben mind a térbeli késleltetés, mind a térbeli hiba-autokorreláció megjelenik. Jelen dolgozat e három fő térökonometriai modelltípusra építve elemzi a depresszió deprivációtól való térbeli függőségének lehetőségét.

## Empirikus eredmények

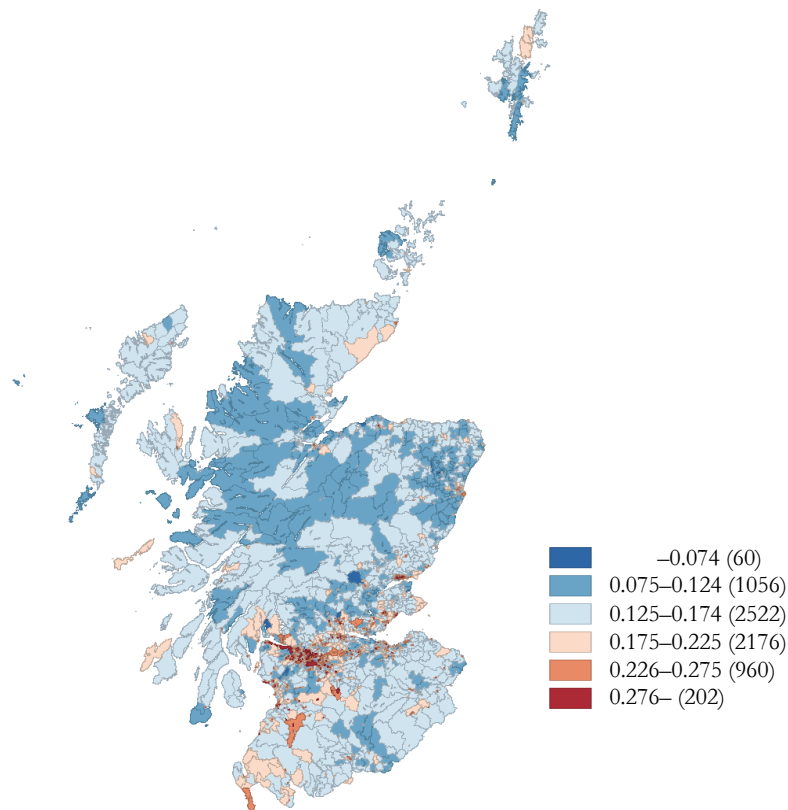
A depresszió változó Skócia területére vetített szórását az 1. ábra szemlélteti. A szórástérkép alapján a depressziós mutató kiugró értékeit főként a Glasgow környéki magas értékek torzítják, azaz Közép-Skócia területén fordulnak elő főleg felfelé kiugró értékek (outlierek), melyek több mint két szórásnyival térnek el az átlagos depressziós szinttől. Így tehát következtethetünk arra, hogy az urbanizáltság egyes indikátorai (például felsőoktatási aktivitás) meghatározó szerepet játszanak a depresszió alakulásában, következésképpen kontrollváltozóként történő regressziós modellbe vételük elengedhetetlen lehet ahhoz, hogy megfelelő eredményeket kapjunk.

Az elsődleges modell változóinak és kontrollváltozóinak kiválasztásához Hessel et al. (2019) témához kapcsolódó friss kutatását vettem kiindulási alapul, mely a bűncselekmények adott területi megléte és az ott élő idős emberek depresszióra való hajlamának kapcsolatát vizsgálja demográfiai és deprivációs kontrollváltozók bevonásával. Hessel et al. (2019) alapján a 2. táblázatban szereplő változók azok, melyek

0,01-es szignifikanciaszint mellett szignifikánsak a depresszió bűncselekmények észlelésével történő modellezése során. A bűncselekményeknek való kitettséget indikáló változók az említett kutatásban, 0,01-es szignifikanciaszint mellett nem voltak meghatározók, így a bűncselekményekre történő kontrollálást nem tartottam kiemelten fontosnak.

1. ábra

**A depresszió meglétét mutató változó skóciai szórástérképe**  
Standard deviation plot for the variable 'depression' in Scotland



*Forrás:* 2016. évi SIMD-adatok alapján saját szerkesztés.

A 2. táblázat megmutatja, hogy a SIMD által mért dimenziók melyike feleltethető meg a Hessel et al. (2019) által vizsgált szignifikáns kontrollváltozóknak. Továbbá az is látható, hogy míg a Hessel et al. (2019) által használt adatok egyéni szinten felvettek, addig a SIMD-adatbázis területi egységek (data zone) szintjén értelmezett. Így a hivatkozott kutatásban egyéni szinten felvett változók (nem, családi kapcsolati index) nem jelennek meg az általam összeállított modellben.

A fogyatékossgot jelző indikátor a SIMD-ben standardizált fogyatékossgági faktorként jelenik meg, mely változó magában foglalja mindazokat, akik valamilyen

állami segélyben vagy juttatásban részesülnek fogyatékoságuknál fogva. Az egészségesség két változóját a SIMD standardizált halálozási arány változójával helyettesítetem, hiszen utóbbi a szakirodalomban gyakran az egészségügyi dimenziók kulcsindikátoraként használt változó (Shi et al. 1999, Gulliford et al. 2004). A felsőoktatási részvételt mérő indikátor SIMD-ben található megfelelője a felsőoktatásba belépő 17–21 évesek arányát mutatja. E kontrollváltozók, valamint a szakirodalmi bevezetőben említett két leggyakoribb deprivációs indikátor (a munkaerőpiaci depriváció és a jövedelmi depriváció) mint magyarázó változó figyelembevételével alakítottam ki elsődleges modelletemet, mely a következő formát öltötte (8)<sup>5</sup>:

$$Y_{\text{depress}} = \beta_0 + \beta_1 x_{\text{incdepr}} + \beta_2 x_{\text{empdepr}} + \beta_3 x_{\text{smr}} + \beta_4 x_{\text{cif}} + \beta_5 x_{\text{hesa}} + \varepsilon \quad (8)$$

2. táblázat

**A magyarázó változók megfeleltetése Hessel et al. (2019) szignifikáns kontrollváltozóinak, valamint az elsődleges modell (8) változói**  
The explanatory variables used and the corresponding statistically significant control variables of Hessel et al. (2019)

Eredeti változó <sup>a)</sup> (Hessel et al. [2019])	Felhasznált változó <sup>b)</sup> (SIMD 2016)	Változók csoportjai
Nem	–	Hessel et al. (2019) alapján egyéni szinten mért adatok (jelen kutatásba nem bevont kontrollváltozók)
Családi kapcsolati index	–	
Egészség (önbevallás alapján) Megbetegedések az elmúlt 30 napban	Standardizált halálozási ráta (SMR)	Jelen kutatásba bevont kontrollváltozók és a modellben (8) használt rövidítései
Fogyatékosági index	Standardizált fogyatékosági faktor (CIF)	
Felsőoktatási részvétel	Felsőoktatásba belépő 17–21 évesek aránya (HESA)	
–	Jövedelmi depriváció (INCDEPR)	Jelen kutatásba bevont magyarázó változók és a modellben (8) használt rövidítései
–	Munkaerőpiaci depriváció (EMPDEPR)	

<sup>a)</sup> Azon változók listája, melyek Hessel et al. (2019) alapján 0,01-es szignifikanciaszint mellett szignifikánsak.

<sup>b)</sup> A SIMD-ben az első oszlop változóinak megfeleltethető indikátorok.

A modellel kapcsolatban előzetesen a halálozási ráta esetében merülhet fel az endogenitás gyanúja, azonban a depresszió változó mérési módszeréből következően úgy vélem, hogy e változót is exogénnek tekinthetjük. Ugyanis a SIMD-ben mért depresszió változó nem a mély depresszió kórházi kezelését jelenti, hanem a dep-

<sup>5</sup> A felhasznált változók részletesebb leírását a Függelék F2., összesítő statisztikáit az F3. táblázat tartalmazza.

resszív tünetekre írt gyógyszeres kezelést. Rovner et al. (1991) alapján pedig a halálozásoknak a mély depresszióval, és nem a depressziós tünetekkel mutatható ki tényleges kapcsolata.

3. táblázat

**Az OLS-becslés eredményei**  
The results of the OLS estimation

Mutató	1. modell (8) egyenlet alapján	2. modell korrigált modell
R <sup>2</sup>	0,669	0,646
Korrigált R <sup>2</sup>	0,669	0,646
F-statisztika értéke	2813,679***	3176,679***
Multikollinearitási kondíciós érték	18,993	16,154
A regressziós egyenlethez tartozó koeficiensek ( $\beta$ paraméter) értékei		
Konstans	0,115*** (85,612)	0,113*** (81,671)
Standardizált fogyatékosági index (CIF)	2,587E-4*** (12,794)	4,422E-4*** (23,232)
Munkaerőpiaci depriváció (EMPDEPR)	0,375*** (21,978)	–
Felsőoktatásba belépő 17–21 évesek aránya (HESA)	–0,046*** (–6,664)	–0,046*** (–6,459)
Jövedelmi depriváció (INCDEPR)	–0,079*** (–5,523)	0,122*** (10,682)
Standardizált halálozási ráta (SMR)	7,17E-5*** (7,580)	6,03E-5*** (6,173)

\*\*\*  $p < 0,001$ .

*Megjegyzés:* zárójelben az együtthatók szignifikanciáját tesztelő parciális t-próbák értékei.

*Forrás:* 2016. évi SIMD-adatok alapján saját számítás.

Az OLS módszerére építő többváltozós lineáris regressziós modell GeoDa Space szoftverrel történt becslése után a következő eredményeket kapjuk (3. táblázat, 1. modell). A modellhez tartozó többszörös determinációs együttható ( $R^2=0,669$ ) alapján kijelenthető, hogy a modellbe vett változók viszonylag nagy magyarázó erejűek a depressziós értékekben (függő változóban) bekövetkező változásokra. Továbbá a független változók szignifikanciaértékéből ( $p < 0,001$  minden esetben) megállapítható, hogy minden modellbe vett magyarázó változó vélhetően tényleges hatást gyakorol a depressziós szint alakulására. Az 1. modell eredményei alapján első ránézésre úgy tűnik, hogy a magyarázó változók egymással további konkluzív elemzések végzéséhez még elfogadható tartomány szerinti mértékben korrelálnak, hiszen a multikollinearitási kondíciós érték=18,993, ami kisebb a szakirodalomban általánosan elfogadott értékhatárnál ( $K=30$ ) (Muniz–Kibria 2009).

A 3. táblázat 1. modelljének adataiból azonban az is szembetűnő, hogy rendelkeznek (anomalikus) tűnő eredményt is felfedezhetünk a modellekhez tartozó koef-

ficiensek értékeit vizsgálva. Úgy tűnik ugyanis, hogy a jövedelmi depriváció arányának növekedése a modell alapján csökkenti a depresszióra való hajlamot, ami pedig mind az előzetes várakozásainknak, mind a szakirodalomnak ellentmond. Ezzel ellentétben a várakozásoknak megfelel a többi változóval való kapcsolat iránya, azaz míg az oktatásban való részvételi arány csökkenti, addig a fogyatékossgal élők aránya, a halálozási ráta, valamint a munkaerőpiaci deprivációs szint parciálisan, vagyis a többi változó változatlansága mellett növeli a depresszióban szenvedők arányát.

A depriváció jövedelmi dimenzióban történő megjelenésének rendellenes eredményét további elemzésnek vettem alá. Feltételezésem szerint ugyanis az eredmény mögött nem tényleges negatív irányú kapcsolat, hanem modellezési hiba húzódik meg. Ugyan a multikollinearitási feltétel alapján a szakirodalomban elfogadott tartományba esett a modell mutatója ( $<30$ ), azonban további kollinearitási vizsgálatoknak is alávettem a modellt. Ha a két (munkaerőpiaci és jövedelmi) deprivációs mutató korrelációs együtthatóját vesszük, akkor nagyon magas  $r=0,961$ -es értéket kapunk, ami pozitív irányú erős korrelációs kapcsolatra utal a jövedelmi szinten nélkülöző és a munkaerőpiacról kiszoruló lakosság aránya között. Az eredeti OLS-modellhez tartozó varianciainfláló faktorokat (variance inflation factor – VIF) megvizsgálva is arra a következtetésre juthatunk, hogy mindkét deprivációs mérőszám modellben tartása korlátozott mértékben összehasonlítható eredményekre vezethet ( $VIF_{empdepr}=15,992$ ,  $VIF_{incdepr}=15,965$ ), hiszen a VIF értéke a szakirodalomban általánosan elfogadott 10-es értéket mindkét változó esetében meghaladja. Kutatásom elvárt eredményei szempontjából tehát arra a döntésre jutottam, hogy érdemes lehet vagy a jövedelmi vagy a munkaerőpiaci depriváció modellből történő kivétel. E döntésem háttérében többek között azon megfontolás állt, hogy a depriváció és a szegénység szoros összefüggésében a jövedelem hiánya és a munkaerőpiacról való kiszorulás sokszor szorosan együttmozog, külön történő mérésükkel is sok esetben ugyanazon jelenség megragadására vállalkoznak a kutatók. Tehát egyik vagy másik változó modellből történő kiemelésével az előzetes koncepcionális modellem feltételezései nem sérülnek meghatározó mértékben – továbbra is képes leszek a depriváció és a depresszió kapcsolatának tényleges vizsgálatára –, azonban ökonometriai modellezési kritériumoknak a szűkített modell megfelelőbb, így pontosabb képet ad a térbeli függőségről és a változók közötti tényleges hatásokról.

A munkaerőpiaci deprivációs mutató kivételével a jövedelmi deprivációs mutató koefficiense is pozitív értéket vett fel ( $\beta=0,122$ ), azaz minél magasabb a jövedelmi depriváció, annál magasabb a depresszió aránya az adott területen, ami megegyezik a korábban bemutatott szakirodalmi következtetéssel is ( $R^2_{kor}=0,646$ ). Mivel a jövedelmi depriváció több különböző forrásból eredő nélkülözést is magában foglalhat – beleértve a munkaerőpiacról való kiszorulást is –, így arra a döntésre jutottam, hogy a munkaerőpiaci deprivációt emelem ki a modellemből, és a továbbiakban csak a jövedelmi deprivációs szintet használom a kutatási kérdésem megválaszolásához (3. táblázat, 2. modell).

A térbeli függőséget jelző statisztikák elkészítéséhez Váry (2017), valamint az 1. táblázat adatai alapján Legközelebbi-3 szomszédot és a Királynő-1 súlyozást alkalmaztam (3. táblázat 2. modellje esetén), hiszen a Moran-féle I statisztikák alapján e két különböző súlyozási eljárás ragadja meg a legpontosabban a térbeli függőség struktúráját. Mindkét I érték egyébként 0,5-et megközelítő, tehát közepes mértékű pozitív térbeli autokorrelációt mutat<sup>6</sup>.

A 4. táblázat adatai alapján megállapítható, hogy van némi különbség a két súlyozási módszertan eredményei között. Egyrésztől mindkét súlymátrix használatával arra a következtetésre juthatunk, hogy a térbeli hiba-autokorrelációs modellhez lényegesen magasabb tesztstatisztikai értékek tartoznak. Ebből következően feltételezhető, hogy a modellben jelenlévő térbeli függőség a térbeli hiba-autokorrelációval írható le legpontosabban. Azonban a Legközelebbi-3 súlymátrix használatával a térbeli késleltetés modelljének robusztus tesztje is szignifikáns eredményt ad, valamint a Portmanteua-teszt is szignifikáns (SARMA), azaz kombinált modell is megfontolható, míg Királynő-1 súlyozással a robusztus LM lag teszthez tartozó p-érték=0,865, azaz a tesztstatisztika alapján a hatás nem szignifikáns, így ebben az esetben csak a térbeli hiba-autokorrelációs modell használata javasolt.

4. táblázat

#### **Az OLS-becsléshez tartozó térbeli statisztikák két különböző súlymátrix használatával**

Diagnostics for spatial dependence related to  
the OLS estimation with the usage of two different spatial weight matrices

Mutató	Legközelebbi-3	Királynő-1
LM lag	635,512***	625,116***
Robosztus LM lag	6,223*	0,029
LM error	1184,180***	1446,252***
Robosztus LM error	554,891***	821,166***
SARMA	1190,403***	1446,282***

\*\*\* p < 0,001, \*\* p < 0,01, \* p < 0,1

Forrás: 2016. évi SIMD-adatok alapján saját számítás.

A megfelelő térökonometriai modellezési módszertan meghatározásához továbbá szükséges a reziduumok normalitásának és homoszkedaszticitásának vizsgálata. Az előbbire Jarque-Bera, míg az utóbbira Breusch-Pagan és Koenker-Bassett teszteket alkalmaztam. A Jarque-Bera teszt esetében viszonylag magas értéket kaptunk a tesztstatisztikára (JB=850,387), valamint a p-értékünk nagyon alacsony (p-érték < 0,001), így elvetjük a nullhipotézist, vagyis nem feltételezhetjük a reziduumok normális eloszlását.

A heteroszkedaszticitási próbák (Breusch-Pagan és a robusztusabb Koenker-Bassett tesztek) eredményei alapján (BP=933,139 és KB=505,279 p < 0,001 mellett)

<sup>6</sup> A Moran-féle I pontdiagramot a Függelék F1. ábrája szemlélteti.

kijelenthető, hogy a varianciák nem egyenlők, azaz a nullhipotézisben feltételezett homoszkedaszticitás mindkét teszt esetében elvetendő.

Mivel tehát az ismertett tesztstatisztikák alapján megállapítható, hogy a reziduumok se nem normális eloszlásúak, se nem homoszkedasztikusak, így maximum likelihood becslési eljárás nem alkalmazható a térbeli modell felállításakor. Ennek következtében kutatásomban az S2SLS-t alkalmaztam GMM-becsléssel, valamint a standard hibákra Kelejian–Pruha heteroszkedasztikus hibatagokra konzisztens becslést korrekcióként (KP-HET)<sup>7</sup>. Ez utóbbi korrekció következtében a standard hibák megnöttek. Ennek azonban a változók szignifikanciájára jelen esetben nem volt erőteljes hatása; a magyarázó változók, a konstans és a  $\lambda$  esetében továbbra is 0,01-es szignifikanciaszint mellett állítható, hogy statisztikailag szignifikánsak a változók hatásai.

A térbeli hiba-autokorrelációt feltételező modellek (5. táblázat első két modellje) esetében megfigyelhető, hogy a pszeudo  $R^2$  (0,645) nem nőtt, sőt valamelyest csökkent is az eredeti korrigált  $R^2$ -hez viszonyítottan (0,646), így érdemes lehet a térbeli késleltetést (lag) is modellezni. A 4. táblázatban bemutatott LM statisztikák alapján ugyanis a térbeli késleltetés modellje is szignifikánsnak tűnik a Legközelebbi-3 súlymátrix alkalmazása esetén, így következő modellpróbálkozásnak a megfelelő késleltetett értékekkel (1 periódusnyi késleltetés) instrumentálva az 5. táblázat utolsó oszlopában szemléltetett eredményeket kaptam.

Az eredmények alapján kijelenthető, hogy ugyan kismértékben, de a kombinált modell esetében már növekedett az eredeti OLS-becsléssel kapott korrigált  $R^2$  értékéhez képest az itt kapott pszeudo  $R^2$  értéke (0,655). Megjegyzendő azonban, hogy a térbeli modelleknél kapott pszeudo  $R^2$  nem feleltethető meg az eredeti OLS-becslés által adott többszörös determinációs együtthatónak, ugyanis utóbbi a modell magyarázó erejét adja meg, míg előbbi csupán a függő változó megfigyelt és becsült értékei közötti korrelációs együttható négyzetét.

Az 5. táblázat szerint azonban nem mutatnak lényegi mértékű változást a változókhoz tartozó paraméterek attól függően, hogy a térbeli hiba-autokorrelációs vagy a kombinált modellt alkalmazzuk. A térben késleltetett hibatag együtthatója szignifikáns és pozitív, így a modellekből úgy tűnik, hogy a szomszédos területi egységek depressziós szintjei szignifikánsan hatnak egymásra a hibatagban lecsapódó hatáson keresztül – a modellbe vett kontrollváltozók hatásainak kiszűrése után is, tehát számít a földrajzi elhelyezkedés.

A kombinált modell becslésénél az exogén változók térben késleltetett értékei szolgálták a térben késleltetett eredményváltozó (depresszió) instrumentumaiként. Az eredményváltozó térben késleltetett együtthatója is pozitív és szignifikáns, azonban a térbeli hiba késleltetésekor kapott  $\lambda$  együtthatónál lényegesen alacsonyabb, nulla közeli értéket mutat a koefficiensének értéke ( $q = 0,047$   $p < 0,01$  mellett). Amennyiben egy adott területi egység esetében az egyik exogén változó értékében bekövet-

<sup>7</sup> Bővebben lásd: Kelejian–Pruha (2010).



kező változások hatására tehát megnő a depressziós szint, akkor az a szomszédos területek depressziós mutatóját is valamelyest megnöveli (és ez a növekedés visszahat a vizsgált terület depressziós szintjére is), azaz egyfajta multiplikátorhatás lép életbe. Következésképpen tehát érdemes a forrásallokációs és foglalkoztatáspolitikai döntések meghozatalakor e tovagyűrűző hatást is figyelembe venni, és megfelelő szakpolitikákkal támogatni az egyes régiókat. Véleményem szerint ugyanis e szomszédsági multiplikátorhatás pozitív irányú kihasználása az egész ország társadalmi és mentálhigiéniai problémáinak kezelésében jótékony eszközként szolgálhatna.

5. táblázat

**A térbeli hiba-autokorrelációs és a kombinált modellek eredményei  
(KP-HET korrekcióval)**

The output of the SAR and SARMA model estimations with KP-HET applied

Megnevezés	Térbeli hiba-autokorreláció		Kombinált modell (Legközelebbi-3)
	Királynő-1	Legközelebbi-3	
Pseudo R <sup>2</sup>	0,645	0,645	0,655
Konstans	0,115*** (54,262)	0,112*** (52,922)	0,104*** (31,059)
Standardizált fogyaté- kossági index	3,926E-4*** (13,575)	4,041E-4*** (13,912)	4,009E-4*** (13,603)
Jövedelmi depriváció	0,140*** (9,415)	0,134*** (8,942)	0,132*** (8,844)
Felsőoktatásba belépő 17–21 évesek aránya	-0,051*** (-6,435)	-0,051*** (-6,343)	-0,048*** (-6,051)
Standardizált halálozási ráta	8,18E-5*** (4,879)	8,63E-5*** (5,066)	8,47E-5*** (4,946)
W <sub>E</sub> <sup>a)</sup>	0,459*** (37,669)	0,411*** (37,625)	0,393*** (23,029)
W <sub>y</sub> <sup>b)</sup>	–		0,047** (2,683)

a) Térben késleltetett hibtag.

b) Térben késleltetett eredményváltozó.

\*\*\* p<0,001, \*\* p< 0,01, \* p<0,1

Megjegyzés: zárójelben az együttthatók szignifikanciáját tesztelő parciális próbák z-értékei.

Forrás: 2016. évi SIMD-adatok alapján saját számítás.

Az is kimutatható, hogy a kontrollváltozók közül mindegyiknek nagyon kis hatása van a depressziós ráta alakulására, valamint a legtöbb modellbe vont változó koeficiense pozitív előjelű, azaz a halálozási és a fogyatékosági arány növekedésével egyenesen arányosan várható a depressziós szint növekedése is. A felsőoktatásba belépők aránya esetén fordított az arányosság, azaz minél nagyobb a felsőoktatásba belépő fiatalok aránya, annál kisebb a depressziós tünetek jelentkezésének mértéke az adott területen.

A modellből továbbá megállapítható, hogy a depresszió alakulására a kutatásomban vizsgált jövedelmi nélkülözés pozitív irányba hat. Azaz amennyiben az adott

területi egység esetében és annak szomszédságában magas a jövedelmi depriváltság, az egyértelműen megnöveli a depresszióra való hajlamot. Ha ezt számszerűsítjük, akkor kijelenthető, hogy a jövedelmi depriváltság 1 százalékpontnyi növekedése adott területi egységen átlagosan 0,132 százalékpontnyi növekedést jelent a depresszióban szenvedő lakosság arányában, egyébként azonos körülmények között (*ceteris paribus*), valamint feltételezhető a szomszédos területekre való hatásátgyűrűzés, azaz egy ilyen irányú elmozdulás következtében a szomszédos területek depressziós szintje is növekedhet. E kapcsolat egybevág a szakirodalomban megállapított korábbi összefüggésekkel is, ahol egyes kutatók az életkörülmények romlása és a mentális egészségi problémák – köztük depressziós tünetek – kialakulása között is találtak kapcsolatot (lásd például Frese–Mohr 1987, Belle–Doucet 2003, Lorenc et al. 2012, Hessel et al. 2019).

## Konklúzió

Összességében megállapítható, hogy a szakirodalommal és az előzetes várakozásokkal összhangban a kutatás keretében elkészített modellek erős összefüggést mutatnak a gyógyszeres kezelésre szoruló depresszió és a deprivációs szintek között. Ez az összefüggés mind kutatói, mind döntéshozói szinten döntés-előkészítési eljárások során jelentős inputként szolgálhat. A kutatásban felvázolt modellek továbbá viszonylag magas magyarázó erővel rendelkeznek a depresszió alakulására ( $R^2 \sim 0,655$ ). A modellbe vett kontrollváltozók mind szignifikánsak, azaz a felsőoktatásba belépők aránya, az egészségügyi háttér (halálozási ráta) és a fogyatékoság is szignifikáns hatást gyakorolnak a depresszió alakulására, csakúgy, mint a vizsgált jövedelmi depriváció változó.

A tanulmány fontos empirikus eredménye továbbá annak megállapítása, hogy a földrajzi térnek a depresszió és a depriváció kapcsolatában befolyásoló hatása van, azaz a depresszió alakulásában térbeli függőség fedezhető fel, ami egyfajta multiplikátorhatásként gyűrűzik tovább adott területi szomszédságokban. Azonban az is igaz, hogy a térbeliség bevonásával nem mutatható ki kiugró javulás a modellekben. További kutatási irány lehet a magyarázó erő javítása érdekében az időben való eltolás, azaz annak vizsgálata, hogy a térbeli hatást vajon az előző években a szomszédságban tapasztaltak nagyobb mértékben meghatározzák-e, valamint paneladatok elemzése hasonló térbeli modellezéssel. A térbeli kölcsönös hatások szétbontása direkt-indirekt hatásokra továbbá mélyebb és pontosabb összefüggésekre is rávilágíthat. Mindemellett a jövedelmi depriváció mint magyarázó változó más változókkal történő helyettesítése, vagy egy olyan komplexebb kompozit index bevonása, ami a többdimenziós szegénységet (például munkaerőpiaci és jövedelmi szegénység) együttesen kezelni tudja, további következtetések levonására adhat lehetőséget.

## Függelék

F1. táblázat

### Az elemzési egységként vett adatzónák lakossági adataira vonatkozó leíró statisztika

Descriptive statistics for the total population of the data zones

Mutató	Érték
Átlag	766,571
Medián	753
Módusz	647
Szórás	188,267
Minimum	271
Maximum	3302
Esetszám	6976

Forrás: 2016. évi SIMD-adatok alapján saját számítás.

F2. táblázat

### Az elemzéshez használt indikátorok leírása

Description of the indicators used for the analysis

Indikátor	Típus	Leírás/számítás
Depresszióban szenvedők aránya (DEPRESS)	Százalék	Azon betegek, akinek szorongásoldó, antipszichotikus vagy antidepresszáns gyógyszereket írtak fel az adatzóna lakosságának arányában.
Jövedelmi depriváció (INC-DEPR)	Százalék	Azon 16–59 évesek aránya az adatzóna teljes lakosságához viszonyítva, akik jövedelemtámogatásban vagy bevételalapú foglalkoztatási juttatásban vagy felnőtteként (minden korosztály) álláskeresői járadékban részesülnek.
Munkaerőpiaci depriváció (EMPDEPR)	Százalék	Azon munkanélküliek, akik munkanélküli-segélyben részesülnek az adatzóna munkaképes korú lakosságának arányában.
Standardizált fogyatékosági faktor (CIF)	Standardizált ráta	Azon adatzóna lakosok tényleges gyakorisága a várható gyakoriság arányában (életkor és nemek szerinti standardizálást követően), akik valamilyen rokkantsági és/vagy fogyatékosági támogatásban részesülnek. <sup>a)</sup>
Felsőoktatásba belépő 17–21 évesek aránya (HESA)	Százalék	Azon 17–21 évesek az adatzóna 17–21 éves lakosságának arányában, akik főiskolára/egyetemre iratkoztak be.
Standardizált halálozási ráta (SMR)	Standardizált ráta	Minden 2011 és 2014 között regisztrált haláleset (életkor és nemek szerinti standardizálást követően, 5 éves korcsoportos bontásban) az adatzónára jutó várható halálesetek arányában.

a) A támogatások listáját lásd: Skót Kormány (2016) 50. old.

Forrás: Skót Kormány (2016).

F3. táblázat

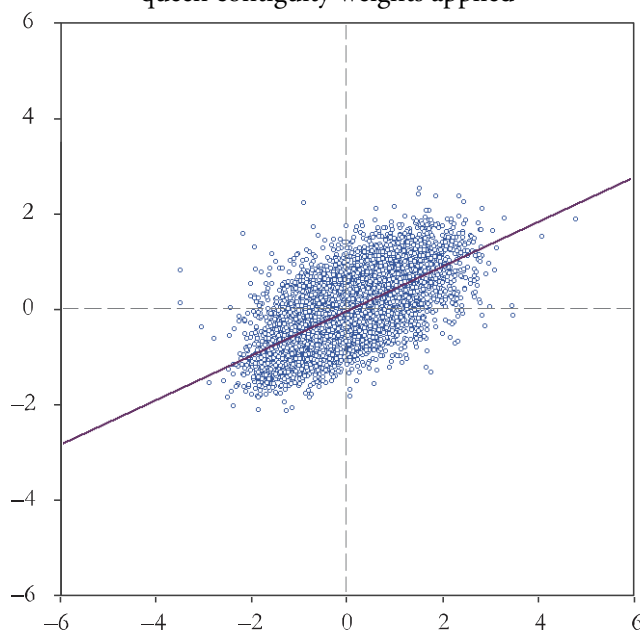
**A felhasznált változók összesítő statisztikái**  
Descriptive statistics for the variables used for analysis

Mutató	Depressziós tünetek (DEPRESS)	Jövedelmi depriváció (INCDEPR)	Munkaerő-piaci depriváció (EMPDEPR)	Standardizált fogyasztási faktoriális (CIF)	Standardizált halálráta (SMR)	Felső-oktatásba belépő 17–21 évesek aránya (HESA)
Átlag	0,175	0,125	0,109	102,211	99,779	0,084
Medián	0,172	0,100	0,090	90,000	93,000	0,070
Módusz	0,200	0,030	0,040	45,000	87,000	0,000
Szórás	0,050	0,097	0,081	58,582	44,982	0,060
Minta varianciája	0,003	0,009	0,007	3431,852	2023,337	0,004
Tartomány	0,396	0,730	0,530	520,000	950,000	0,628
Minimum	0,022	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Maximum	0,418	0,730	0,530	520,000	950,000	0,628
Esetszám	6974	6974	6974	6974	6976	6973

Forrás: 2016. évi SIMD-adatok alapján saját számítás.

F1. ábra

**A pozitív térbeli autokorreláció szemléltetése a Moran-féle I statisztika Királynő-1 súlymátrixszal elkészített pontdiagramján**  
Positive spatial autocorrelation shown with the Moran's I values, queen contiguity weights applied



Forrás: 2016. évi SIMD-adatok alapján saját számítás.

## IRODALOM

- ANSELIN, L. (1995): Local indicators of spatial association – LISA *Geographical Analysis* 27 (2): 93–115. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>
- ANSELIN, L. (1999): *Spatial econometrics* Bruton Center School of Social Sciences University of Texas, Dallas.
- ANSELIN, L. (2003): *An introduction to spatial regression analysis in R* University of Illinois Urbana-Champaign.
- ANSELIN, L.–REY, S. J. (2014): *Modern spatial econometrics in practice: A guide to GeoDa, GeoDa Space and PySAL* GeoDa Press LLC., Chicago.
- ARCAYA, M. C.–TUCKER-SEELEY, R. D.–KIM, R.–SCHNAKE-MAHL, A.–SO, M.–SUBRAMANIAN, S. (2016): Research on neighborhood effects on health in the United States: a systematic review of study characteristics *Social Science & Medicine* 168: 16–29. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.08.047>
- BELLE, D.–DOUCET, J. (2003): Poverty, inequality, and discrimination as Sources of depression among U.S. women *Psychology of Women Quarterly* 27 (2): 101–113. <https://doi.org/10.1111/1471-6402.00090>
- BILICZ, H. L. (2020): Az AROPE mutató információtartalma az uniós egyenlőtlenségek tükrében. In: TEMESI, J. (szerk.): *XVI. Gazdaságmodellezési Szakértői Konferencia Előadások* Gazdaságmodellezési Társaság, Pécs.
- BRUCE, M. L.–TAKEUCHI, D. T.–LEAF, P. J. (1991): Poverty and psychiatric status *Archives of General Psychiatry* 48 (5): 470–474. <https://doi.org/10.1001/archpsyc.1991.01810290082015>
- BRUDER, E. (2014): Kik a szegények Európában? A szegénység mérésének alternatívája *Területi Statisztika* 54 (2): 152–171.
- CHOW, J. C.–JOHNSON M. A.–AUSTIN, M. J. (2005): The status of low-income neighborhoods in the post-welfare reform environment: mapping the relationship between poverty and place *Journal of Health & Social Policy* 21 (1): 1–32. [https://doi.org/10.1300/j045v21n01\\_01](https://doi.org/10.1300/j045v21n01_01)
- CLIFF, A. D.–ORD, J. K. (1981): Spatial and temporal analysis: autocorrelation in space and time. In: WRIGLEY, N.–BENNETT, R. J. (szerk.): *Quantitative geography: a British view* Routledge & Paul, London.
- DUDEK, H.–SEDEFOĞLU, G. (2019): Modelling severe material deprivation rates in EU regions using fractional response regression *Regional Statistics* 9 (2): 130–147. <https://doi.org/10.15196/RS090210>
- DUNN, G.–SHAM, P. C.–HAND, D. J. (1993): Statistics and the nature of depression *Journal of the Royal Statistical Society Series A (Statistics in Society)* 156 (1): 63–87. <https://doi.org/10.2307/2982861>
- FRESE, M.–MOHR, G. (1987): Prolonged unemployment and depression in older workers: A longitudinal study of intervening variables *Social Sciences and Medicine* 25 (2): 173–178. [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(87\)90385-6](https://doi.org/10.1016/0277-9536(87)90385-6)
- GALAMBOSNÉ TISZBERGER, M. (2019): *A gazdaság és a társadalom statisztikája* PTE KTK, Pécs.
- GILBERT, P. (1984): *Depression: from Psychology to Brain State* Erlbaum, London.

- GULLIFORD, M. C.–JACK, R. H.–ADAMS, G.–UKOUMUNNE, O. C. (2004): Availability and structure of primary medical care services and population health and health care indicators in England *BMC Health Services Research* 4 (12).  
<https://doi.org/10.1186/1472-6963-4-12>
- HALDORSON, M. (2019): High demand for local area level statistics – How do National Statistical Institutes respond? *Regional Statistics* 9 (1): 168–186.  
<https://doi.org/10.15196/RS090106>
- HEFLIN, C. M.–ICELAND, J. (2009): Poverty, material hardship, and depression *Social Science Quarterly* 90 (5): 1051–1071. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6237.2009.00645.x>
- HESSEL, P.–BOTERO M. A. M.–CUARTAS, J. (2019): Acute exposure to violent neighborhood crime and depressive symptoms among older individuals in Colombia *Health & Place* 59: 1–8. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2019.102162>
- HUSZÁR, Á. (2014): Az Európai Unió szegényei a tagországok szegényei – megjegyzések Bruder Emese tanulmányához *Területi Statisztika* 54 (3): 268–270.
- JOHNSON, J. G.–COHEN, P.–DOHRENWEND, B. P.–LINK, G.–BROOK, J. S. (1999): A longitudinal investigation of social causation and social selection processes involved in the association between socioeconomic status and psychiatric disorders *Journal of Abnormal Psychology* 108 (3): 490–499.  
<https://doi.org/10.1037//0021-843x.108.3.490>
- JOSHI, S.–MOONEY, S.J.–RUNDLE, A.G.–QUINN, J.W.–BEARD, J.R.–CERDÁ, M. (2017): Pathways from neighborhood poverty to depression among older adults *Health & Place* 43: 138–143. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2016.12.003>
- KELEJIAN, H. H.–PRUCHA, I. (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>
- KISS, É. (2016): Területi különbségek a hazai népesség egészségi állapotában, 1989 után *Területi Statisztika* 56 (5): 483–519. <https://doi.org/10.15196/TS560501>
- KOÓS, B. (2015): A szegénység és depriváció a magyar településállományban az ezredfordulót követően – avagy kísérlet a települési deprivációs index létrehozására *Tér és Társadalom* 29 (1): 53–68. <https://doi.org/10.17649/tet.29.1.2681>
- LEVENTHAL, T.–BROOKS-GUNN, J. (2003): Moving to opportunity: an experimental study of neighborhood effects on mental health *American Journal of Public Health* 93 (9): 1576–1582. <https://doi.org/10.2105/ajph.93.9.1576>
- LORENC, T.–CLAYTON, S.–NEARY, D.–WHITEHEAD, M.–PETTICREW, M.–THOMSON, H.–CUMMINS, S.–SOWDEN, A.–RENTON, A. (2012): Crime, fear of crime, environment, and mental health and wellbeing: mapping review of theories and causal pathways *Health & Place* 18 (4): 757–765.  
<https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2012.04.001>
- MIECH, R. A.–CASPI, A.–MOFFITT, T.–WRIGHT, B. R. E.–SILVA, P. A. (1999): Low socioeconomic status and mental disorders: A longitudinal study of selection and causation during young adulthood *American Journal Of Sociology* 104 (4): 1096–1131.  
<https://doi.org/10.1086/210137>
- MÜLLER-FRACZEK, I. (2019): Dynamic measurement of complex phenomena in assessing the Europe 2020 strategy effects *Regional Statistics* 9 (1): 32–53.  
<https://doi.org/10.15196/RS090107>

- MUNIZ, G.–KIBRIA, B. M. G. (2009): On some ridge regression Estimators: An empirical comparisons *Communications in Statistics – Simulation and Computation* 38 (3): 621–630.  
<https://doi.org/10.1080/03610910802592838>
- MUNTANER, C.–EATON, W. W.–MIECH, R.–O'CAMPO, P. (2004): Socioeconomic position and major mental disorders *Epidemiologic Review* 26 (1): 53–62.  
<https://doi.org/10.1093/epirev/mxh001>
- NEMES NAGY, J. (2005): *Regionális elemzési módszerek* ELTE Regionális Földrajzi Tanszék, Budapest.
- PAPP, S.–NAGY, GY.–BOROS, L. (2017): A kedvezményezett települések objektív életminőség alapján történő lehatárolási lehetőségei *Területi Statisztika* 57 (6): 639–664.  
<https://doi.org/10.15196/TS570603>
- ROVNER, B.W.–GERMAN, P. S.–BRANT, L. J.–CLARK, R.–BURTON, L.–FOLSTEIN, M. F. (1991): Depression and mortality *Journal of the American Medical Association* 265 (8): 993–996. <https://doi.org/10.1001/jama.1991.03460080063033>
- SHI, L.–STARFIELD B.–KENNEDY, B.–KAWACHI, I. (1999): Income inequality, primary care, and health indicators *The Journal of Family Practice* 48 (4): 275–284.
- TOWNSEND, P. (1979): *Poverty in the United Kingdom* Allen Lane and Penguin Books, Harmondsworth, Middlesex.
- 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.  
<https://doi.org/10.18414/ksz.2017.3.238>

#### INTERNETES FORRÁSOK

- SIMON, K. M.–BEDER, M.–MANSEAU, M. W. (2018): *Addressing Poverty and Mental Illness*  
<https://www.psychiatristimes.com/view/addressing-poverty-and-mental-illness>  
 (letöltve: 2020. január 15.)
- SKÓT KORMÁNY (2016): *SIMD16 Technical Notes*  
<https://www2.gov.scot/resource/0050/00504822.pdf>  
 (letöltve: 2019. október 28.)
- VILÁGBANK (2015): *Poor mental health, an obstacle to development in Latin America*  
<http://www.worldbank.org/en/news/feature/2015/07/13/bad-mentalhealth-obstacle-development-latin-america> (letöltve: 2020. május 10.)
- WHO (2020): *Depression* <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/depression>  
 (letöltve: 2021. február 9.)

#### ADATBÁZISOK/HONLAPOK

- Scottish Index of Multiple Deprivation (SIMD): <https://simd.scot> (letöltve: 2019. október 28.)