



Területi Statisztika

Közzététel: 2020. szeptember 21.

A tanulmány címe:

Ingázás a nagyvárosba – Egy országos igénymodell felállítása

Szerzők:

Szabó Zsombor–Sipos Tibor

<https://doi.org/10.15196/TS600504>

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 (Szt.) szerint szerzői műnek minősülnek. A szerzői jog jogosultja a KSH.
- 2) A KSH földrajzi és időbeli korlátozás nélküli, nem kizárólagos, nem átadható, térítésmentes felhasználási jogot biztosít a Felhasználó részére a tanulmány vonatkozásában.
- 3) A felhasználási jog keretében a Felhasználó jogosult a tanulmány:
 - a) oktatási és kutatási célú felhasználására (nyilvánosságra hozatalára és továbbítására a 4. pontban foglalt kivétellel) a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - b) tartalmáról összefoglaló készítésére az írott és az elektronikus médiában a Folyóirat és a szerző(k) feltüntetésével;
 - c) részletének idézésére – az átvevő mű jellege és célja által indokolt terjedelemben és az eredetihez híven – a forrás, valamint az ott megjelölt szerző(k) megnevezésével.
- 4) A Felhasználó nem jogosult a tanulmány továbbértékesítésére, haszonszerzési célú felhasználására. Ez a korlátozás nem érinti a tanulmány felhasználásával előállított, de az Szt. 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 60. évfolyam 5. számában megjelent, Szabó Zsombor–Sipos Tibor által írt, Ingázás a nagyvárosba – Egy országos igénymodell felállítása 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.

Ingázás a nagyvárosba – Egy országos igénymodell felállítása

Commuting to the city – Setting up a national demand model

Szabó, Zsombor

Budapesti Műszaki Egyetem

E-mail:

szabo.zsombor@mail.bme.hu

Sipos, Tibor

Budapesti Műszaki Egyetem

E-mail: sipos.tibor@mail.bme.hu

Kulcsszavak:

ingázás,
közlekedés,
térökonometria

A közlekedéstudományokban kiemelt fontosságú a közlekedési és ezen belül a közösségi közlekedési szolgáltatások vizsgálata. Az állam által biztosított lehetőségek a közlekedési igény kielégítésére többnyire a helyközi autóbuszos, valamint a vasúti kiszolgálás. A települések közötti szolgáltatások értékeléséhez, az egyen közlekedéshálózati érték meghatározásához elengedhetetlen az egyes közlekedési módok között egyfajta átváltási rendszer kialakítása, az ún. súlyszámok megtalálása. A súlyszámok számos paraméter szerint megjelenhetnek, például utasszám, kapacitás alapján. A tanulmány célja azonban egy olyan általánosított közlekedésmód-súlyszám meghatározása, mellyel a közösségi közlekedés mint infrastruktúra összességében jellemezhető. A szerzők ehhez egy gravitációs modell alapú országos igénymodellt állítanak fel és meghatározzák azt, hogy az egyes regionális központok a hozzájuk tartozó régió településein mekkora közlekedési igényt keltenek. Az így meghatározott igénymodellben generált igények lesznek a függő változók. A térökonometria modell illesztése során a szerzők a településekre jellemző autóbusz- és vasúti forgalom mint magyarázó változó segítségével kialakítják a célként azonosított, összehasonlításra alkalmas általánosított közlekedésmód-súlyszámokat.

In the field of transport sciences, the study of transport services, including public transport services, is of paramount importance. The opportunities provided by the state to meet the transport demand are mostly intercity buses as well as railway services. In order to evaluate the services between the different settlements and to determine the value of the equal transport network, it is essential to develop a kind of exchange system between the individual modes of transport, to find the so-called Weight numbers. Weights can be displayed based on a number of parameters, such as passenger numbers and connections. However, the aim of our article is to determine a generalized transport mode number by which public transport as an infrastructure may be characterized as a whole. To this end, we set up a national demand model based on a gravity model and determine how much transport demand each regional center generates in the settlements of the region to which it belongs. The demands generated in the demand model thus defined are identified as dependent variables. We fit a spatial econometric model using the bus and rail traffic characteristic of the settlements as explanatory variables, so that the generalized transport modality numbers identified as targets and suitable for comparison can be determined.

Keywords:

commuting,
transportation,
spatial econometrics

Beküldve: 2020. március 30.

Elfogadva: 2020. június 10.

Bevezetés

Magyarországon minden harmadik foglalkoztatott ingázó (Kovács et al. 2015, Tóth 2017, Kiss–Szalkai 2018). Emiatt kiemelten fontos azonosítani, hogy ezt a jelentős közlekedési igényt hogyan lehet leírni, valamint kiszolgálni. A települések közötti közlekedés elemzése során mindig is nehéz volt kimutatni, hogy az egyes települések közötti igények miért éppen úgy alakulnak. Számos modell létezik a különböző pontok közötti forgalom leírására, melyek közül tanulmányunkban a gravitációs modellt vesszük alapul (Dusek–Kotosz 2016). Ennek segítségével egy hiánypótló modellt tudunk felállítani, amely arra fókuszál, hogy az egyes közigazgatási központok ho-

gyan hatnak a hozzájuk tartozó településekről ingázók számára. Ez azért különösen fontos, mert a helyközi közlekedési rendszerek hierarchikus rendszerben működnek, így amikor a vonalhálózatot mint infrastruktúrát értelmezzük, akkor kiemelt szempont, hogy az egyes elemeket milyen kapacitásra tervezzük, melynek elsődleges terhelése a központokba való ingázásból adódik (Tagai et al. 2018, Kóti 2018, Harangozó et al. 2019). Ahhoz, hogy erre a kérdésre választ kaphassunk, azaz az egyes központok által gerjesztett igényt meg tudjuk becsülni, szükséges a felírható gravitációs modell kalibrálása. Ehhez minden egyes település esetében ismernünk kell az egyes központokba ingázók számát, valamint valamilyen gazdasági vagy társadalmi mutatószámot.

A közlekedésben, mint az élet minden más területén is, a gazdaság szabályai érvényesülnek, így a közlekedési kereslet a kínálat befolyásolásával szabályozható. Ezen kívül megállapítható, hogy Magyarországon majdnem négy millióan 10 ezer főnél kisebb lélekszámú, míg 750 ezren 1000 lakosnál is kisebb településen laknak. Ennek következménye, hogy a kereslet jelentős részét a települések közötti utazási igények képezik, ezek közül is kiemelkedik az egyes központokba való eljutás, mint a szolgáltatásokhoz való hozzáférés sokszor egyetlen módja (Alpek et al. 2018). Az állam biztosítja a lehetőséget ezen igény kiszolgálására a helyközi autóbuszos, valamint a vasúti kiszolgálás keretében. A szolgáltatási színvonal, valamint a vonalhálózat mint infrastruktúra elemzéséhez elengedhetetlen, hogy megtaláljuk az ezen módok közötti általánosított közlekedésmód-súlyszámokat (továbbiakban súlyszámokat) annak érdekében, hogy meg tudjunk állapítani az egyen közlekedéshálózati értéket.

Az elemzés során először felállítunk egy a gravitációs modellen alapuló becslőmodellt, amely alkalmas a regionális központok (főváros, megyeszékhely, járásközpont) által keltett, az egyes településeken megjelenő utasvonzási igény modellezésére. Ezek után a modell által meghatározott igényeket felhasználva kialakítottuk az egyes közlekedési módokat jellemző súlyszámokat. Az elemzés céljaként is ezt a két tényezőt említhetjük, ugyanis célunk, hogy ezek a modellek, valamint a súlyszámok rendelkezésre álljanak és további elemzésekhez is felhasználhatók legyenek.

Irodalmi áttekintés

A gravitációs modellek működésének alapja a geográfia első (Tobler 1970), valamint második törvénye (Tobler 1999), melyek szerint a világon minden mindennel összefügg, de a közelebbi dolgok jobban hatnak egymásra („Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things.”), valamint, hogy egy adott területre ható folyamatok a rajta kívül eső területektől is függnak („The phenomenon external to an area of interest affects what goes on inside.”).

A közlekedésben számos alkalommal hívják segítségül a gravitációs modellt a tér két pontja között becsült forgalmi igény meghatározására. E modellt közlekedési

témájú kutatás során először John Q. Stewart alkalmazta (1948). Limão és Venables tanulmányukban (2001) a földrajzi sajátosságok nemzetközi kereskedelemre gyakorolt hatását igyekeztek feltérképezni. Hummels (1999) a szomszédos országok tulajdonságai és a közöttük lévő szállítási volumen kapcsolatát vizsgálta gravitációs modell segítségével. Tagai és szerzőtársai (2008) a határ menti régiók egymásra gyakorolt hatását elemezték, melyben a gravitációs modell egy továbbfejlesztett változatát alkalmazták. McArthur és szerzőtársai (2011) ingázási adatokra fejlesztettek ki modellt. A gravitációs modell a közlekedés minden módjában tetten érhető. Míg Jung és szerzőtársai (2008) a koreai autópályák elvi hálózati felépítésére alkalmaztak gravitációs modellt, addig Ülengin és szerzőtársai (2013) Törökországra fókuszáltak. Nyugat-Európa és Görögország tekintetében Cattán (1995) kutatása a vasúti és a légi közlekedést vizsgálta – többek között – gravitációs modellel. Ezzel szemben Zhang és Zhang (2016) a repülési volumeneket, valamint a nagysebességű vasút elszívó hatását, illetve Azofra és szerzőtársai (2007) a tengeri mentés esetében az egyes mentőpontok optimális elhelyezését elemezték.

A hazai szakirodalomban a gravitációs modelleket Nagy (2011) foglalta össze, azonban számos egyéb példa van e modellek alkalmazására (például Hau-Horváth et al. 2016, Pöstényi 2017, Tóth et al. 2012, Guzik et al. 2017). Hasonlóan jelen tanulmányhoz, a térbeli elválasztó hatások mibenlétét elemezte Márkus (2018) is, azonban annak fókuszában a közlekedési igényekkel szemben a kétoldalú gazdasági kapcsolatok álltak. A gravitációs modellekben alkalmazandó dummy változók szerepét pedig Dusek (2016) mutatta be.

A közösségi közlekedési rendszerek elemzésénél mindig nagyon fontos kérdés, hogy milyen módszertant, eljárást alkalmazhatunk a hatékonyság mérésére. Saif és szerzőtársai (2018) összefoglalták a legfontosabb eljárásokat, mellyel a közösségi közlekedési rendszerek legjellemzőbb paraméterei meghatározhatók. Budapest esetében Gaal és szerzőtársai (2015) elemezték a közösségi közlekedési rendszer teljesítményét. Pina és Torres (2001) a DEA-elemzés módszertanát alkalmazták katalóniai városokra. Murray (2001) és szerzőtársai (1998) az elérhetőséget vizsgálták Brisbaneben, valamint annak agglomerációjában. Kim és szerzőtársai (2003) a szöuli metró esetében végeztek fraktálanalízist. Xi'an városában a metrórendszer hatékonyságát vizsgálta Zhang szerzőtársaival (2017). A közösségi autóbusz-közlekedés hatékonyságának a korlátait Borhan és szerzőtársai (2017) mutatták be a malajziai Putrajaya példáján. Mindezekből arra következtethetünk, hogy a közösségi közlekedési rendszerek esetén érdemes a hatékonysággal foglalkozni, illetve célszerű lehet egy általános súlyszámot kalibrálni.

A súlyozási rendszer kialakítása számos paraméter alapján lehetséges. Míg az egyik ilyen a kapacitás, addig a másik az utazási idő. A közösségi közlekedés egy olyan termék, amelyért a felhasználók a pénzük mellett az idejükkel is fizetnek. A tömegközlekedés bővítésével a befektetett idő csökken, a megnövekedett járatgyakoriság, a jobb lefedettség és a közvetlen útvonalak miatt (Preston 2015). Az egyes közlekedési módok közötti súlyozásra számos módszert dolgoztak ki.

Az egyik közülük a rugalmassági mutatószám (Preston 2015), amellyel a közlekedési igényt az egyes közlekedési módok árának függvényében határozzák meg. A modellből számítható keresztár-rugalmasság pedig egyfajta súlyszámnak feleltethető meg (például Tyler–Hassard 1984).

A másik lehetőség a Trip End és a Flow Level típusú modellek alkalmazása (Preston 2015). A különbség a kettő között, hogy a Flow Level modellek esetében valamilyen honnan–hová (origin–destination – OD) mátrix figyelembevétele is lehetséges. Ebben az esetben az egyes paraméterek együtthatói adják ki az egyes közlekedési módokhoz tartozó súlyszámokat. A tanulmányunkban alkalmazott modell is hasonló elven működik, amennyiben a honnan–hová igényekre felállított regressziós modell paraméterei képezik a súlyszámot.

Módszertan

A gravitációs modell alapja a Newton-féle tömegvonzási törvény (1). Lényege, hogy az egyes megfigyelési pontok közötti interakciók nagysága az adott pontok tömegétől és a köztük lévő távolságtól függ. A közlekedésben legtöbbször utazási igények becslésére használható, ahol a megfigyelési egységek általában települések vagy településrészek, ennek megfelelően tömegük a lakosságszám vagy valamely egyéb gazdasági mutató (például a bruttó hazai termék [gross domestic product – GDP], a foglalkoztatottság stb.) (Dusek–Kotosz 2016).

$$\mathbf{F} = -\gamma \frac{m_1 m_2}{r^3} \mathbf{r} \quad (1)$$

ahol: \mathbf{F} : két test közti tömegvonzási erő, m_1 , m_2 : a testek tömege, \mathbf{r} : a két test közti távolságvektor, γ : gravitációs állandó ($6,673 \cdot 10^{-11} \frac{\text{m}^3}{\text{kg} \cdot \text{s}^2}$).

Az elemzéshez szükséges megbecsülni a gravitációs modell paramétereit. A modellparaméterek beállításához a szakirodalomban leggyakrabban a következő két módszer valamelyikét alkalmazzák. Az egyik a távolság kitevőjét állandónak veszi és csak a γ értéket becsüli (Jung et al. 2008). Jelen elemzésben azonban a másik, gyakran használt megközelítést követjük, ahol γ mellett a távolság és addicionális hiba-ként a települések lakosságszám-kitevője is becsülendő (Okubo 2004).

Ahhoz, hogy a gravitációs modell együtthatóit becsülni tudjuk, mindenképpen szükséges egy lineáris modell bevezetése. Ehhez először felírjuk az utazási igényekre (U) vonatkozó modellt (2).

$$U = \gamma \frac{m_1^{\beta_1} m_2^{\beta_2}}{r^{-\beta_3}} = \gamma m_1^{\beta_1} m_2^{\beta_2} r^{\beta_3} \quad (2)$$

A (2) egyenlet logaritmizálással lineáris alakra hozható, azaz egy lineáris regressziós modell alkalmazható (3).

$$\ln U = \ln \gamma + \beta_1 \ln m_1 + \beta_2 \ln m_2 + \beta_3 r \quad (3)$$

A modellezés során az egyes közigazgatási központok által keltett igényt becsüljük a gravitációs modellel. Az igények 3 szintjét feltételezzük, a főváros, a megyeszékhely, valamint a járásközpont által gerjesztettet (4–6). Ezen kívül további feltételezés, hogy az ingázási igényeket befolyásolja az is, hogy milyen messze helyezkednek el a legközelebbi települések a vasútállomásoktól, valamint az autópálya-felhajtóktól. Mivel az előzetes számítások alapján az autópálya-felhajtótól való távolság érdemben csak a Budapestre ingázást befolyásolja, így azt csak azon a szinten vesszük figyelembe.

$$U_f = \gamma_f a p^{\beta_{10}} v a^{\beta_{11}} \frac{m_f^{\beta_1} m_t^{\beta_2}}{r_f^{-\beta_7}} \quad (4)$$

$$U_m = \gamma_m v a^{\beta_{12}} \frac{m_m^{\beta_3} m_t^{\beta_4}}{r_m^{-\beta_8}} \quad (5)$$

$$U_j = \gamma_j v a^{\beta_{13}} \frac{m_j^{\beta_5} m_t^{\beta_6}}{r_j^{-\beta_9}} \quad (6)$$

ahol: U_f , U_m , és U_j : a főváros, a megyeszékhely és a járásközpont utasvonzási képessége az adott településre, m_f , m_m , m_j és m_t : a főváros, a megyeszékhely, a járásközpont, illetve az adott település lakosság száma, r_f , r_m , és r_j : a főváros, a megyeszékhely, valamint a járásközpont távolsága az adott településtől, γ_f , γ_m és γ_j : a gravitációs modellekhez tartozó együtthatók, ap : legközelebbi autópálya-lehajtó távolsága, va : legközelebbi vasútállomás távolsága.

Mivel az egyes központokba ingázók száma nem független egymástól, így célszerű a 3 igényleíró-egyenletet egyben becsülni. Ehhez a legegyszerűbb megközelítés, hogy összeadjuk az ingázók számát és a 3 modellnek is az összegét vesszük. Ennek hátránya, hogy ha a gravitációs egyenletek között összeadás szerepel, akkor az összevont modell nem linearizálható, így az együtthatók nem becsülhetők lineáris regresszióval. A másik eset, hogy az ingázók számának szorzatát vesszük. Ekkor az összevont modell linearizálható logaritmizálással, azonban ez a megközelítés is számos feloldandó megkötést tartalmaz.

Az egyik megkötés azokra a településekre vonatkozik, ahol különböző szintű központok megegyeznek egymással. Ilyen terület Pest megye, valamint azon járások, ahol a megyeszékhely egyben járásközpont is. Például egy Pest megyei településről Budapestre az emberek egy része a Budapest mint főváros vonzása, míg egy másik része Budapest mint megyeszékhely vonzása miatt ingázik. Viszont az adatbázis csak az összes ingázó létszámát tartalmazza. Így a következő megközelítés alkalmazható. Tegyük fel, hogy az adott központba ingázók száma (U) felírható $U_1 + U_2$ alakban, ahol U_1 és U_2 az egyes központok által gerjesztett vonzás miatt ingázók száma. Tehát Pest megye esetében, U_1 a Budapestre ingázók azon része, akik azért ingáznak, mert Budapest a főváros, míg U_2 azoknak a száma, akik azért ingáznak, mert Budapest a megyeszékhely (Pest megye és Budapest különleges kapcsolatától most vo-

natkoztassunk el; feltételezzük, hogy Pest megyén belül Budapest ellátja a megyeszékhely funkcióját). Ekkor feltehetjük, hogy $U_1, U_2 \in \mathbb{N}^+$. A modellhez szükségünk van az $U_1 U_2$ szorzatra. Könnyen belátható, hogy a két szélsőérték a szorzatra U_1 és $U-1$, illetve $U^2/4$, a valós érték pedig e kettő között mozog annak megfelelően, hogy az egyes központok által generált igények hogyan aránylanak egymáshoz. Mivel ennek a pontos értéknek a modellezése nem cél, az $U^2/4$ közelítéssel élünk, ami akkor áll elő, ha $U_1=U_2$.

A másik megkötés, hogy csak a települések közötti ingázást vizsgáljuk, a településeken belülieket nem. Ennek következtében a megyeszékhelyekre, valamint a járásközpontokra speciális eseteket kell alkalmazni. Mivel mindig csak a „rangosabb” települések felé történő ingázást vesszük figyelembe, a megyeszékhelyekre csak a főváros, míg a járásközpontokra csak a főváros, valamint a megyeszékhely hat. Ehhez célszerű 3 esetet, valamint ezzel összefüggésben dummy változókat is bevezetni (Maddala 2001).

- 1. eset: az egyéb települések esete (7),
- 2. eset: megyeszékhelyek (8),
- 3. eset járásközpontok (9).

Az egyes képletek a következők:

$$U = \gamma_f a p^{\beta_{10}} v a^{\beta_{11}} \frac{m_f^{\beta_1} m_t^{\beta_2}}{r_f^{\beta_7}} \gamma_m v a^{\beta_{12}} \frac{m_m^{\beta_3} m_t^{\beta_4}}{r_m^{\beta_8}} \gamma_j v a^{\beta_{13}} \frac{m_j^{\beta_5} m_t^{\beta_6}}{r_j^{\beta_9}} \quad (7)$$

$$U = \gamma_f a p^{\beta_{10}} v a^{\beta_{11}} \frac{m_f^{\beta_1} m_t^{\beta_2}}{r_f^{\beta_7}} \quad (8)$$

$$U = \gamma_f a p^{\beta_{10}} v a^{\beta_{11}} \frac{m_f^{\beta_1} m_t^{\beta_2}}{r_f^{\beta_7}} \gamma_m v a^{\beta_{12}} \frac{m_m^{\beta_3} m_t^{\beta_4}}{r_m^{\beta_8}} \quad (9)$$

Mint ahogyan azt a (7–9) képletek mutatják, az egyenletek ezen formájában az együtthatók nem becsülhetők, ugyanis több tényező különböző kitevőkkel is szerepel, valamint a konstans tagként szereplő γ tényező többször is megjelenik, ezért nem becsülhetők önmagukban. Ezen hibák kiküszöbölésére egyrészt bevezetjük az e_1 , valamint az e_3 dummy változókat, amelyek tulajdonsága, hogy míg az e_1 az 1., addig az e_3 a 3. esetben vesz fel e értéket (egyébként 1-et), így biztosítva, hogy a logaritmusuk 1, illetve 0 lesz. Ezeket logaritmizált formájukban a végső egyenletbe beírva, az együtthatójuk rendre $\ln(\gamma_m \gamma_j)$ és $\ln \gamma_m$ lesz.

Az egyenletekben a va , valamint az m_i értékek szerepelnek többször (különböző kitevővel), így ezekre érdemes még három-három dummy változót bevezetni, az eredeti változók elhagyásával. Ezek rendre va_1 , va_2 és va_3 , valamint m_{t_1} , m_{t_2} és m_{t_3} néven szerepelnek a modellben, és akkor veszik fel az eredeti változó értékét, ha az adott település a megfelelő esetben tartozik (egyébként pedig 1-et). Tehát például Ába (lakosság száma 4416 fő és 2,4 km-re van a legközelebbi vasútállomástól) se nem

megyeszékhely, se nem járásközpont, így va_1 2,4, illetve m_{t_1} 4416, a további 4 dummy változó értéke pedig 1 lesz.

A harmadik tulajdonság, amit érdemes kiemelni, hogy mivel a főváros lakosság-száma minden hazai település esetében azonos, így a γ_f és a β_1 értékét nem becsüljük külön, csak a $\gamma_f m_f^\beta$ kifejezést. Ezeket figyelembe véve felírható a modellünk (10), ami linearizálás után (11) becsülhető lineáris regresszióval. Ennek előnye, hogy az egyes esetekben dummy változókat alkalmazunk, így mindhárom esetre vonatkozóan egy egyenletünk lesz. A megyeszékhelyek esetében az m_m , m_j , r_m és r_j , valamint a járásszékhelyek esetében az m_j és r_j értéke 1.

$$U = \gamma_f m_f^{\beta_1} v a_1^{(\beta_{11} + \beta_{12} + \beta_{13})} v a_2^{\beta_{11}} v a_3^{(\beta_{11} + \beta_{12})} e_3^{\ln \gamma_m} e_1^{\ln(\gamma_m \gamma_j)} m_{t_1}^{(\beta_2 + \beta_4 + \beta_6)} m_{t_2}^{\beta_2} m_{t_3}^{(\beta_2 + \beta_4)} m_m^{\beta_3} m_j^{\beta_5} r_f^{\beta_7} r_m^{\beta_8} r_j^{\beta_9} a p^{\beta_{10}} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \ln U = & \ln(\gamma_f m_f^{\beta_1}) + (\beta_{11} + \beta_{12} + \beta_{13}) \ln v a_1 + \beta_{11} \ln v a_2 + (\beta_{11} + \beta_{12}) \ln v a_3 \\ & + \ln \gamma_m \ln e_3 + \ln(\gamma_m \gamma_j) \ln e_1 + (\beta_2 + \beta_4 + \beta_6) \ln m_{t_1} + \beta_2 \ln m_{t_2} \\ & + (\beta_2 + \beta_4) \ln m_{t_3} + \beta_3 \ln m_m + \beta_5 \ln m_j + \beta_7 \ln r_f + \beta_8 \ln r_m + \beta_9 \ln r_j \\ & + \beta_{10} \ln a p \end{aligned} \quad (11)$$

A közösségi közlekedést jellemző súlyszámokat lineáris regresszió segítségével határozzuk meg, amelynek feltételrendszerét a Gauss–Markov-tétel biztosítja. Ezek közül az egyik legfontosabb a hibatagok normalitásának vizsgálata. Amennyiben ugyanis ez nem teljesül, a modell nem alkalmazható előrebecslésre, valamint a megszokott próbák sem alkalmazhatók (Bolla–Krámlí, 2005, Maddala 2001). A hibatag normalitásának vizsgálatához a Kolmogorov–Smirnov-próbát (Massey 1951) alkalmaztuk, ahol egy elméleti normális eloszlástól való távolságot vettünk alapul az intervallum mindkét szélén. A próbastatisztika értékét a (12) képlettel határoztuk meg (Ketskeméty et al. 2011):

$$D_n = \sqrt{n} \sup_{x \in R} |F_n(x) - F_0(x)| \quad (12)$$

ahol: D_n : a próbastatisztika értéke, n : mintanagyság, $F_0(x)$: elméleti eloszlás, $F_n(x)$: minta eloszlás.

Ha $D_n < K_\epsilon$ akkor a nullhipotézis elfogadható, miszerint a minta eloszlása meg-
egyezik a felvett elméleti eloszlással. A próbastatisztika kritikus értékeit az 1. táblázat tartalmazza (Ketskeméty et al. 2011).

1. táblázat

A próbastatisztika kritikus értékei

Critical values of test statistics

| ϵ | $K(\epsilon)$ |
|------------|---------------|
| 0,9 | 1,23 |
| 0,95 | 1,36 |
| 0,99 | 1,63 |
| 0,999 | 1,96 |

Forrás: Ketskeméty et al. (2011) alapján saját számítás.

A Kolmogorov–Smirnov-próba hátránya, hogy a következtetést a supremum alapján vonja le, emiatt egy másik megközelítést is figyelembe vettünk, mégpedig a khí-négyzet próbát, mellyel illeszkedésvizsgálat is végezhető. Itt az okozza a nehézséget, hogy a folytonos adatsort hány osztályközre bontsuk fel. Ökölszabályként kijelenthető, hogy az osztályközök minimális számára (k) igaznak kell lennie, hogy $2k > N$, ahol N a megfigyelések száma. Egy másik megközelítés szerint ilyen esetben a $k = 2\sqrt[5]{N^2}$ összefüggés legyen igaz, valamint a gyakoriság minden osztályközben egyenlő legyen (JnF Specialties 2019, Moore 2017, Thode 2002). Az osztályköz kérdése azért fontos, mert a khí-négyzet próba szabadságfoka normális elosztásra való tesztelés esetén $DF=k-3$. A próbastatisztika értéke a (13) képlettel adható meg.

$$\chi^2 = \frac{(O - E)^2}{E} = \sum_{i=1}^k \frac{(f_i - Np_i)^2}{Np_i} \quad (13)$$

ahol: O : mintában megfigyelt érték, E : elméleti elvárt érték, f_i : az i . osztályköz gyakorisága, p_i : a vizsgálandó eloszlás alapján az i . osztályközbe való tartozás valószínűsége.

A modellek nem megfeleloségét az adatok közti térbeli autokorreláció fennállása is okozhatja (Anselin 1988, Varga 2002). Ennek lényege, hogy az idősorokhoz hasonlóan a térbeli egységek is befolyásolják egymást, a geográfia első törvényének megfelelően (Tobler 1970). Feltételezhető, hogy az igények térben koncentráltak, az egyes központok körül magasabbak, míg azoktól távolodva alacsonyabbak. Annak eldöntésére, hogy a térbeli autokorreláció fennáll-e, a Moran-féle I -próba alkalmazható (14) (Moran 1948).

$$I = \frac{N \sum_{i,j} (w_{ij} (x_i - \mu)(x_j - \mu))}{S_0 \sum_i (x_i - \mu)^2} \quad (14)$$

ahol: N : a megfigyelések száma, x_i , x_j : két pontban mért érték, μ : x várható értéke, w_{ij} : térbeli súlymátrix egy eleme, S_0 : normalizáló faktor $-S_0 = \sum_{i,j} w_{ij}$.

Amennyiben a Moran-próba szignifikánsan kimutatja az autokorreláció lehetőségét, úgy háromféle térökonometriai modellt vettünk figyelembe. Annak eldöntésére, hogy melyik alkalmazható, a Lagrange-multiplikátor próbák álltak rendelkezésre (Anselin et al. 1996).

Jelen tanulmányban azt a megoldást választottuk, amikor a két megközelítést együttesen alkalmazzuk. Erre számos modell van (Zhukov 2010), ezek közül viszont a térbeli autokorrelációs modellt (Spatial Autocorrelation Model – SAC) használtuk. Ennek képlete a következő (15).

$$\mathbf{y}_{(N \times 1)} = \rho \mathbf{W}_{1(N \times N)} \mathbf{y}_{(N \times 1)} + \mathbf{X}_{(N \times K)} \boldsymbol{\beta}_{(K \times 1)} + \lambda \mathbf{W}_{2(N \times N)} \boldsymbol{\varepsilon}_{(N \times 1)} + \boldsymbol{\zeta} \quad (15)$$

ahol: y : eredményváltozó értékeinek a vektora, ρ : térbeli autoregressziós paraméter, \mathbf{W} : sorstandardizált súlymátrix, $\mathbf{W}y$: az eredményváltozó térben késleltetett értékeinek a vektora, \mathbf{X} : az exogén változók mátrixa, $\boldsymbol{\beta}$: az exogén változók paramétervektora, λ : térbeli hiba paramétere, $\boldsymbol{\zeta}$: térbeli autokorrelációtól megszűrt hibatag ($\boldsymbol{\zeta} \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$).

Az alkalmazott lépéseket és a modellek mögötti bővebb kifejtést (Sarmiento-Barbieri 2016, Szabó–Török 2019) tartalmazza. A térökonometriai elemzéseket az *R* 3.4.0 környezetben (R Core Team 2017) végeztük el. Az elemzéshez felhasználtuk a *maptools* (Bivand–Lewin-Koh 2017), az *sp* (Bivand et al. 2013b, Pebesma–Bivand 2005), az *spdep* (Bivand et al. 2013b, Bivand–Wong 2018), valamint a *spatialreg* (Bivand et al. 2013a, b, Bivand–Piras 2015) könyvtárakat.

Adatok

Tanulmányunkban egy gravitációs modellt építünk fel az egyes központokba való ingázási adatokra. Ehhez a függő változó az egyes központokba ingázók száma, azaz megyeszékhelyek esetén a fővárosba, járásközpontok esetén a megyeszékhelyre, illetve a fővárosba, valamint az egyéb települések esetén a fővárosba, a megyeszékhelyre, illetve a járásközpontba ingázóké (Lechner Tudásközpont 2017). Az elemzésben 3153 település szerepel, ez egész Magyarország, Budapest nélkül, kivéve Balatonakaratya, ugyanis e település 2014-ben vált ki Balatonkeneséből, így 2011. évi ingázási adatai nem elérhetők.

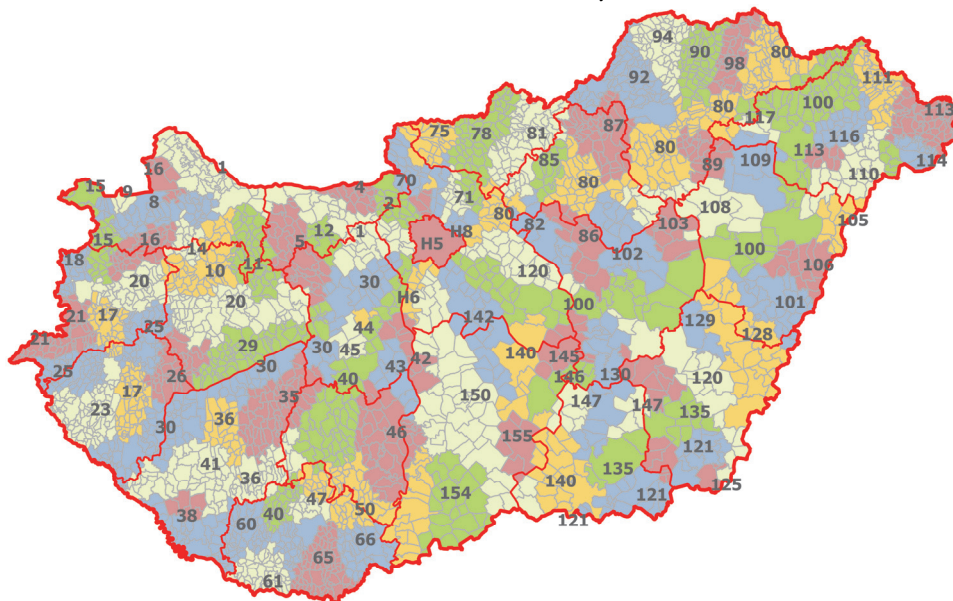
A 2011. évi népszámlálás során számos közlekedési jellemzőt is felmértek. Például azt, hogy honnan–hová, hányan és milyen közlekedési móddal ingáznak két település között (Lechner Tudásközpont 2017). Mivel egyes települések alacsony értékei több esetben személyiségi jogokat sértenének, így publikusan ennek egy kivonata érhető el, mégpedig a járásközpontokba való ingázás mértéke bármely közlekedési móddal.

A modell magyarázó változóit két csoportra lehet osztani. Az egyik a klasszikus gravitációs modellből következő változók csoportja, ide tartozik a lakosság szám (KSH 2018), valamint a távolság. Távolságadatok esetében a KSH (2016) vonatkozó területi statisztikáit vettük alapul, amelyek minden településre percben adják meg az egyes központoktól vett távolságot.

A második csoport az egyéb magyarázó változók köre. A gravitációs modell keretein belül lehetőség van egyéb magyarázó változók figyelembevételére is. Jelen esetben két változót, a legközelebbi vasútállomástól, valamint autópálya-lehajtótól való távolságot építettük be a modellbe. A vasútállomások helyét az Open Street Map (OSM) geodatabázisából vettük. Az egyes településekhez a legközelebbi vasútvonal számát, valamint a legközelebbi autópályát az 1. és a 2. ábra szemlélteti.

1. ábra

A vasútvonalak vonzáskörzete 2011-ben
The catchment area of the railway lines, 2011



Megjegyzés: A térképen az eltérő területeket különböző színnel színeztük. A számok azt jelölik, hogy az adott terület melyik vasútvonal vonzáskörzetéhez tartozik.

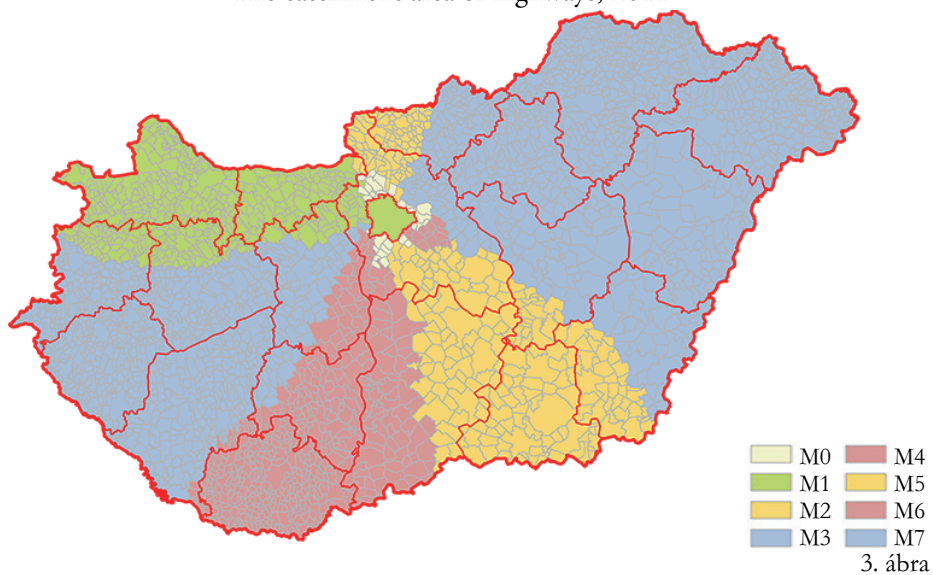
Forrás: OSM alapján saját szerkesztés.

A 2. ábrával kapcsolatosan érdemes megjegyezni, hogy a kis autópályákat, illetve autútakat nem vettük külön figyelembe, így például az M1 alatt az M15 és az M19 is értendő, az M3 alatt, az M30, M31 és M35 is, az M6 alatt az M8, M9 és az M60 is, míg az M7 alatt az M70 is.

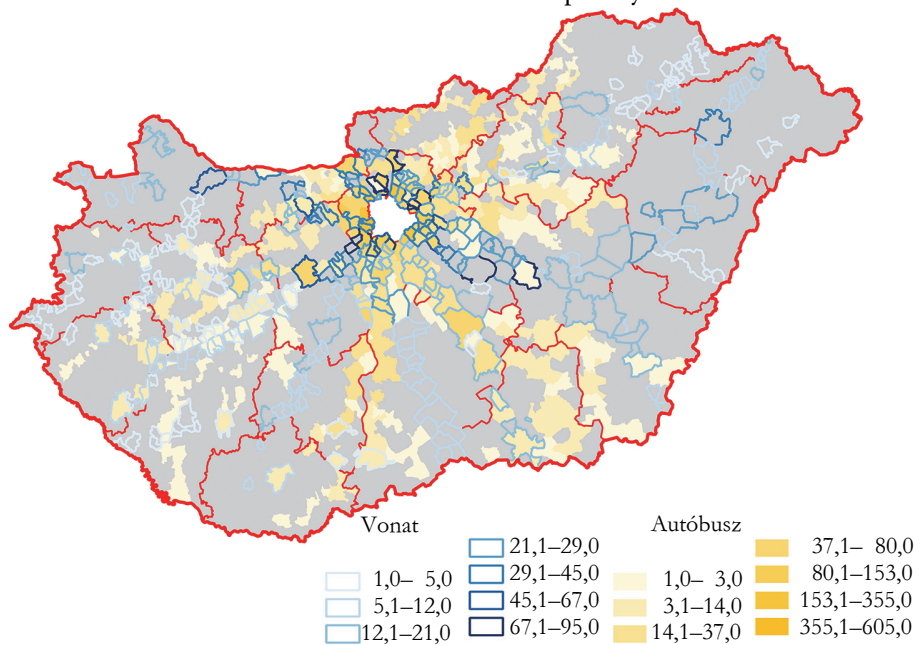
Mindkét térképpel, és ezen keresztül a távolságszámítási módszertannal kapcsolatosan megjegyezzük, hogy a vonzáskörzetek nem veszik figyelembe a domborzati határokat, ugyanis nem hálózati, hanem légvonalbeli távolságokon alapulnak (Dusek–Kotosz 2016). Amennyiben az adatok nem lennének megfelelőek, úgy még mindig meg lehet becsülni a közúti távolságot, egy lineáris regressziós modell felállításával, figyelembe véve a KSH (2016, 2018) közlekedésre vonatkozó területi statisztikáit, azonban jelen tanulmánynak ez nem célja. Természetesen a nemzetközi szakirodalomban is megjelenik a kérdés, itt Buczkowska és szerzőtársai (2019) munkáját érdemes kiemelni, akik egy komplex módszert javasolnak a különböző távolságok összevetésére.

2. ábra

Az autópályák vonzáskörzete 2011-ben
The catchment area of highways, 2011



A Budapestre tartó vonatok és autóbuszok száma településenként, 2019 tavasz
Number of trains and buses toward Budapest by settlements



Megjegyzés: a szürke háttérű településekről nem jár autóbusz Budapestre.

A közösségi közlekedési kínálatból az autóbuszos, valamint a vasúti kiszolgálást vettük alapul, mindkét esetben csak a közvetlen (átszállás nélküli) elérhetőséget. Az autóbuszos kiszolgálás esetén 2019 tavaszán átlagos szerdákön az adott településről a központba közlekedő indulások számával számoltunk (3. ábra).

A vasút esetében két tényezőt vettünk figyelembe. Az egyik az, hogy az a település rendelkezik-e vasútállomással, aminek a neve megjelenik a vasútállomás nevében. Három kivételt találtunk, az egyik Nagymaros–Visegrád vasútállomás esetén Visegrád, hiszen az a Duna túloldalán van, a másik pedig Jósvalő–Aggtelek, a két névadó település extrém távolsága (12, valamint 18 kilométer [KSH 2018]) miatt. A másik, amikor a nevében ugyan nem jelenik meg a település, viszont a vasútállomás közel van a belterülethez, ilyen például Tiszanagyfalu (Virányos vmh.) vagy Kompolt (Kál-Kápolna vá.). Az adatgyűjtés itt is 2019 tavasza volt, ahol átlagos szerdákat vettünk figyelembe.

Mindezek alapján a három típusú regionális központra a (16–18) modell írható fel, ezzel meghatározva a közlekedési módokra jellemző súlyszámokat.

$$U_{fi} = \alpha + \beta_1 a_{fi} + \beta_2 v_{fi} \quad \forall i \quad (16)$$

$$U_{mi} = \alpha + \beta_1 a_{mi} + \beta_2 v_{mi} \quad \forall i \quad (17)$$

$$U_{ji} = \alpha + \beta_1 a_{ji} + \beta_2 v_{ji} \quad \forall i \quad (18)$$

ahol: a_{fi} , a_{mi} és a_{ji} : a fővárosba, a megyeszékhelyre és a járásközpontba tartó közvetlen autóbuszjáratok száma az adott településről, v_{fi} , v_{mi} és v_{ji} : a fővárosba, a megyeszékhelyre és a járásközpontba tartó közvetlen vasúti járatok száma az adott településről.

Eredmények

A paraméterbecslésnél a Hybrid-, a Fisher- és a Newton-Raphson-módszert felváltva alkalmaztuk. Az iterációk számát legtöbbször 200-ban határoztuk meg, és az iterációkhoz tartozó konvergenciakritériumot a paraméterbecslésekben bekövetkező minimum $1E-006$ változáshoz kötöttük. Minden esetben Type III modell hatás-elemzést alkalmaztunk, Wald khi-négyszet statisztikát és konfidenciaintervallumot választva. A konfidenciaintervallum értékét 95%-ban határoztuk meg. A paraméterbecslés eredményeit a 2. táblázat szemlélteti (***, ha $p < 0,001$).

Az eredmények közül kiemelendő R^2 magas értéke, ami lehetővé teszi, hogy a kialakított modellek alkalmasak legyenek az igények különböző szintű előrebecslésére. Ha az egyes változókat külön-külön tekintjük, a következők állapíthatók meg. Általánosságban csak a 2. esethez kapcsolódó értékek szignifikanciaszintje magas, ennek oka, hogy a 3153 megfigyelésből ebbe a csoportba csupán 18 tartozik. Megfigyelhető továbbá, hogy a megyeszékhelyek lakosságszámának nagy a szórása, ami szintén hozzájárulhat a nem szignifikáns értékekhez.

2. táblázat

A paraméterbecslés eredménytáblázata
 Table of results of the parameter estimation

| | Koefficiensek | t érték | BETA koefficiensek |
|-------------------|---------------|---------------|--------------------|
| Tengelymetszet | 6,1728 | 0,9163 | |
| $\ln va_1$ | -0,1313 | -5,6277*** | -0,0368 |
| $\ln va_2$ | 0,0346 | 0,0454 | 0,0003 |
| $\ln va_3$ | -0,0669 | -0,6096 | -0,0039 |
| $\ln e_3$ | -2,7163 | -0,3949 | -0,1504 |
| $\ln e_1$ | -4,7064 | -0,6969 | -0,2745 |
| $\ln m_{t1}$ | 2,0634 | 86,8538*** | 0,9942 |
| $\ln m_{t2}$ | 0,8947 | 1,5075 | 0,1951 |
| $\ln m_{t3}$ | 1,7107 | 11,9253*** | 0,8891 |
| $\ln m_m$ | 0,6024 | 20,1706*** | 0,1875 |
| $\ln m_j$ | 0,6613 | 22,8378*** | 0,4070 |
| $\ln r_{\bar{r}}$ | -2,2643 | -27,9402*** | -0,2284 |
| $\ln r_m$ | -1,8619 | -33,3582*** | -0,2684 |
| $\ln r_j$ | -1,3237 | -23,0167*** | -0,2636 |
| $\ln ap$ | 0,1982 | 6,0649*** | 0,0454 |
| R^2 | 0,8909 | 1 840,3272*** | |

A távolságadatok némiképp ellentétesek az előzetesen vártakkal, hiszen azt feltételeztük, hogy a fővárosnak nagyobb távolság esetén is van hatása. Azonban, mivel a megyeszékhelyek, illetve a járásközpontok esetében csak a saját megyéjükre, illetve járásukra vonatkoztatott hatást vettük figyelembe, így sokkal kisebb távolságok figyelhetők meg, amelyek között feltételezhető, hogy a távolságfüggő különbség is kisebb.

A vasútállomás-távolságot vizsgálva megállapítható, hogy a negatív paraméter miatt, minél közelebb van a településhez a vasútállomás, annál többen ingáznak az egyes központokba. Ez alól egyedül a 2. eset kivétel, ugyanis ott a szignifikanciaszint csaknem 1, így ilyen jellegű kijelentést nem tehetünk. Ezek a települések a megyeszékhelyek, esetükben a vasútállomás távolsága a városközpontból szinte indifferens, hiszen a nagyvárosok nagy részéből a vasútállomáshoz is ingázni kell.

Az autópálya-lehajtók esetében ez pont fordítva van, itt minél messzebb van egy adott település, annál többen ingáznak Budapestre. Ennek oka valószínűleg az, hogy egyrészt a mindentől távol lévő településekről arányaiban sokan ingáznak Budapestre, másrészt pedig nagyon sok olyan Budapesthez viszonylag közeli település van, amelyektől relatíve messze van a legközelebbi autópálya-lehajtó.

A statisztikában gyakran használatos a BETA-mutató, amely a paraméterek magyarázó erősségét hasonlítja össze. Kiszámítása a (19) képlettel lehetséges (Ketskeméty et al. 2011).

$$BETA_i = b_i \frac{\sigma_{x_i}}{\sigma_y} \forall i \in [1..n] \quad (19)$$

ahol: $BETA_i$: az i -dik magyarázó változóhoz tartozó béta-mutató, b_i : az i -dik magyarázó változóhoz tartozó regressziós együttható, σ_{x_i} : az i -dik magyarázó változó elemeinek szórása, σ_y : a függő változó elemeinek szórása, n : magyarázó változók száma.

A 2. táblázatban közzétettük az egyes változók magyarázó erősségét jelző BETA-mutatót is. Ami azt mutatja, hogy annak ellenére, hogy egyes változók a klasszikus gravitációs modellből nem szignifikánsak, magyarázó erősségük továbbra is jelentősebb, mint akár azoké a változóké, amelyek szignifikánsak, de nem részei a klasszikus gravitációs modellnek.

Mindezek alapján meghatározhatók a gravitációs modellek paraméterei, melyet a 3. táblázat tartalmaz.

3. táblázat

A korábbi számítások által meghatározott értékek a gravitációs modellekre

Values determined by the previous calculations for gravity models

| Paraméter | Változó | Érték |
|--------------------------|---------|----------|
| $\gamma_f m_f^{\beta_1}$ | | 479,5385 |
| γ_m | | 0,0661 |
| γ_j | | 0,1367 |
| β_2 | m_i | 0,8947 |
| β_3 | m_m | 0,6024 |
| β_4 | m_i | 0,8160 |
| β_5 | m_j | 0,6613 |
| β_6 | m_i | 0,3527 |
| β_7 | r_j | -2,2643 |
| β_8 | r_m | -1,8619 |
| β_9 | r_j | -1,3237 |
| β_{10} | ap | 0,1982 |
| β_{11} | va | 0,0346 |
| β_{12} | va | -0,1015 |
| β_{13} | va | -0,0644 |

A (16–18) képletekben szereplő modelleket az ismertetteknek megfelelően becsültük maximum likelihood módszerrel, mellyel a 4. táblázat eredményeit kaptuk. Ebben a táblázatban nem minden paramétert szerepeltettünk, csak a számításainkhoz fontosakat, így a közösségi közlekedési rendszerre vonatkozó változókhoz tartozó koefficienseket és a hibatagra vonatkozó Kolmogorov–Smirnov-próbastatisztika értékeit.

4. táblázat

Az igénymodell paramétereinek értéke
The value of the demand model parameters

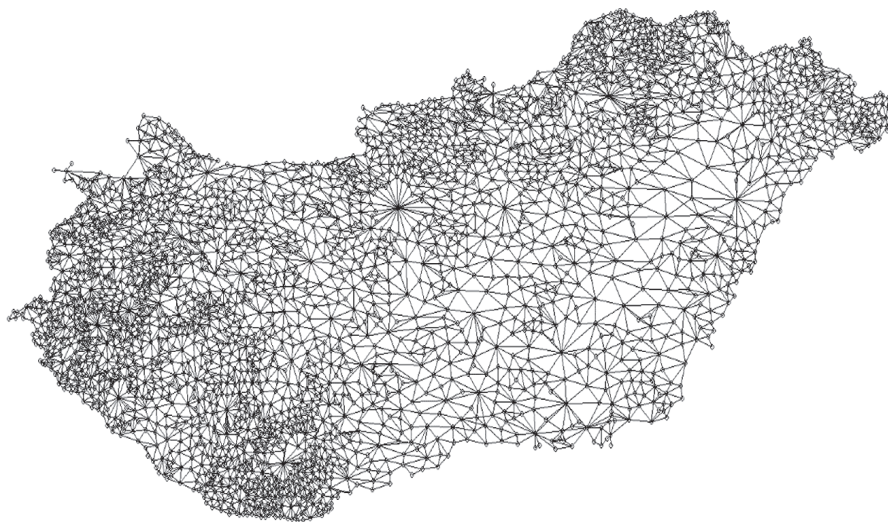
| Paraméterek | Főváros | Megyeszékhely | Járasközpont |
|--|---------------|---------------|--------------|
| | koefficiensek | | |
| Autóbusz | 4,6225*** | 4,3304*** | 1,1102*** |
| Vasút | 9,7829*** | 10,7356*** | 1,3411*** |
| Kolmogorov–Smirnov-teszt (D_n/\sqrt{n}) | 0,3211*** | 0,2709*** | 0,1820*** |

A paraméterek Wald khi-négyzet teszt mellett is szignifikánsak, így elfogadhatónak tekinthetők. Az azonban mindenképpen aggodalomra ad okot, hogy a hibatagok normalitása nem igazolható a 4. táblázat adatai alapján, így felmerülhet a kérdés, hogy mennyire alkalmazhatók a súlyszámok.

Számos lehetőség adódik a statisztikán belül a felmerült problémák megoldására, ebből két módszert fogunk felhasználni. Az egyik a függő változó logaritmizálása. Megnézve a (18) képletet, ebben az esetben a közlekedési módok még mindig lineáris kapcsolatban állnak egymással, és mivel csak az egymáshoz viszonyított arányuk a lényeges, így továbbra is megfelelnek a célnak. A másik, hogy az igények számítási módja miatt a továbbiakban érdemes átállni térökonometriai megközelítésre. További megkötés, hogy mivel csak a járásközpontokra vonatkoztatva lehet ezzel a módszerrel becslést végezni, így a továbbiakban erre az esetre fókuszálunk.

4. ábra

Magyarország szomszédsági térképe
Neighbourhood map of Hungary



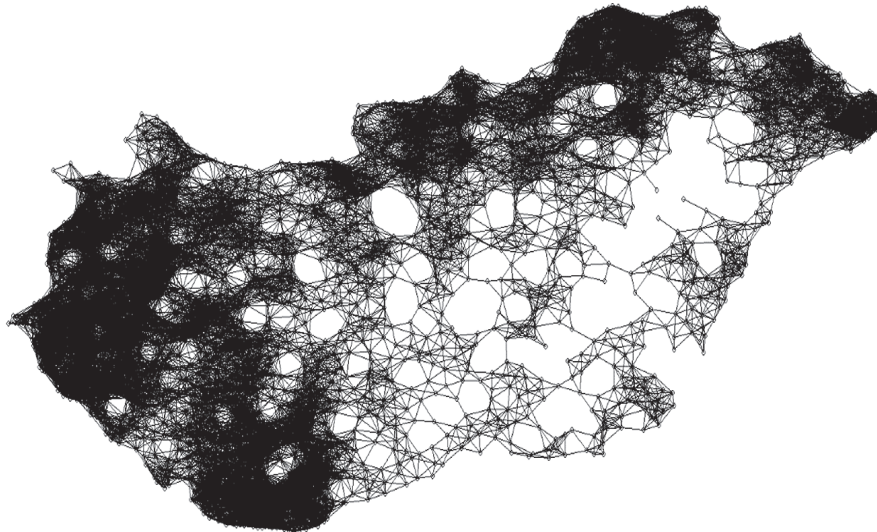
Forrás: Sarmiento-Barbieri (2016) alapján saját szerkesztés.

Bármilyen térökonometriai elemzéshez mindenekelőtt szükség van egy súlymátrixra. Legkézenfekvőbb megoldás a szomszédságalapú súlymátrix alkalmazása lenne (4. ábra), azonban az elemzés során ki kell vennünk a regionális központokat, hogy a súlymátrix sorainak száma megegyezzen a megfigyelések számával (a járásközpontok közötti, illetve az önmagába visszatérő igényt továbbra sem értelmezzük). Így viszont – a határ menti járásközpontok kiesése miatt – a terület nem marad összefüggő, így számos településnek nem lesz szomszédja, vagy nem lesznek összeköttetésben a többi településsel (például: Ágfalva, Tiszasziget, Bocskai kert). Emiatt célszerű távolságalapú bináris súlymátrixot (Getis–Ord 1992) alkalmazni, 15 kilométeres távolsággal. Ekkor a szomszédsági térkép a következő lesz (5. ábra).

5. ábra

A modellben alkalmazott szomszédsági térkép

Neighbourhood map used in the model



Forrás: Sarmiento-Barbieri (2016) alapján saját szerkesztés.

Mivel mind a Moran-I próba ($I=0,3104^{***}$), mind pedig a Lagrange-multiplikátor tesztek (mind a hiba, mind pedig a késleltetés modellre, valamint a sima és a robusztussági tesztre is) szignifikánsak lettek, így a SAC-modell alkalmazható. Ennek eredményét az 5. táblázat szemlélteti.

5. táblázat

A térökonometriai modell eredménytáblázata
 Scoreboard of the spatial econometric model

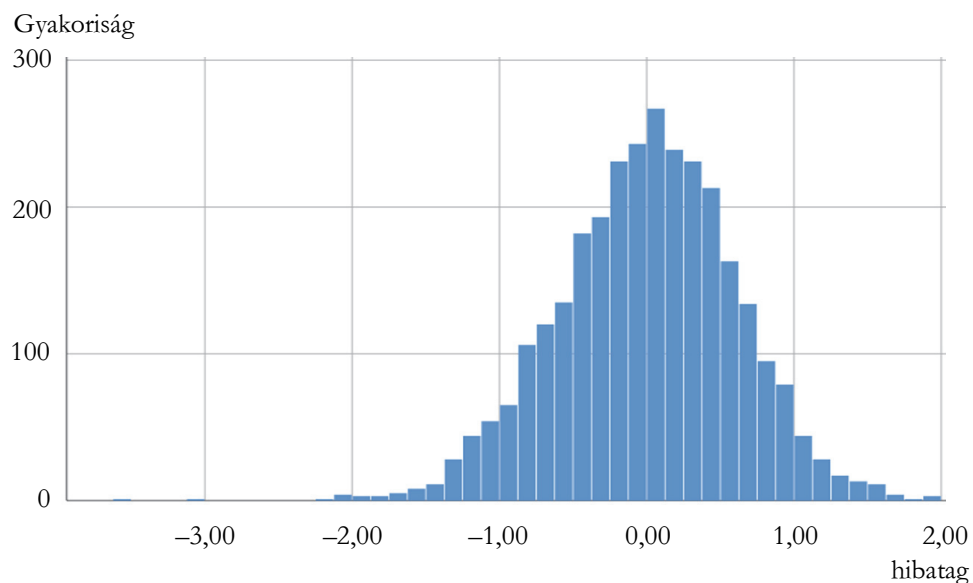
| | Koefficiensek | χ^2 -érték |
|----------------|---------------|-----------------|
| Tengelymetszet | 0,3917 | 4,6786*** |
| α_j | 0,0240 | 31,0773*** |
| ν_j | 0,0200 | 12,1608*** |
| ρ | 0,7221 | 24,813*** |
| λ | 0,3425 | 5,0971*** |

Forrás: Bivand et al. (2013a), Bivand–Piras (2015), Bivand–Wong (2018), Sarmiento-Barbieri (2016) alapján saját szerkesztés.

A modell értékelésével kapcsolatban érdemes még megjegyezni a hibatagok normalitását, hisztogramjukat a 6. ábra szemlélteti.

6. ábra

A hibatagok hisztogramja
 Histogram of the error terms



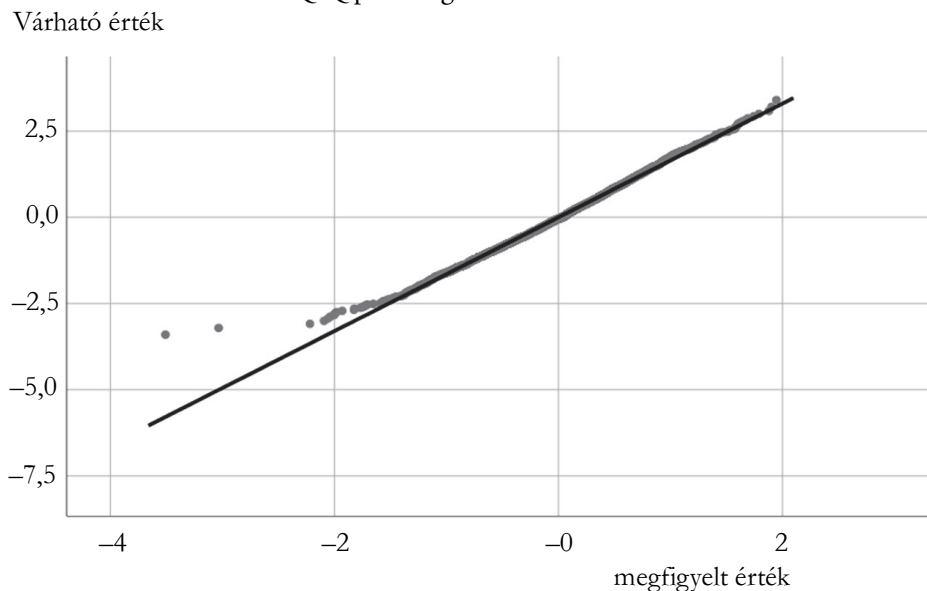
Forrás: saját szerkesztés SPSS programkörnyezetben.

Megvizsgálva a hibatagok hisztogramját (6. ábra), illetve a Q-Q plotot (7. ábra) feltételezhető, hogy normális eloszlást követnek. A ferdeség ($A_p = -0,249$), illetve a csúcosság ($K = 0,605$) alapján megállapíthatjuk, hogy ezek közel vannak a nullához, illetve a 0,233-hez, így a normalitás feltételezése továbbra is elfogadható. Az SPSS kiszámolja a Kolmogorov–Smirnov-, valamint a Shapiro–Wilk-tesztet, azonban

mivel nagymintánk van ($N > 2000$), így a Kolmogorov–Smirnov-teszt a mérvadó. Azonban $D_n/\sqrt{N} = 0,23$, ami azt jelenti, hogy 5%-os szinten a H_0 hipotézist, miszerint a mintánk normális eloszlású, el kell utasítani. Ellenben, ha a khí-négyzet próbát vesszük alapul (JnF Specialties 2019), akkor a módszertani részben ismertetett szabályoknak megfelelően 49 osztályköz mellett, amelyekbe 61 megfigyelés tartozik, $\chi^2 = 60,2683$, míg $\chi^2_{krit, DF=46, p=5\%} = 62,8$ (Górski 1985, Thompson et al. 1941). Így viszont a H_0 hipotézis elfogadható, vagyis a hibatagok normális eloszlást követnek.

7. ábra

A hibatagok Q-Q plot ábrája
Q-Q plot diagram of error terms

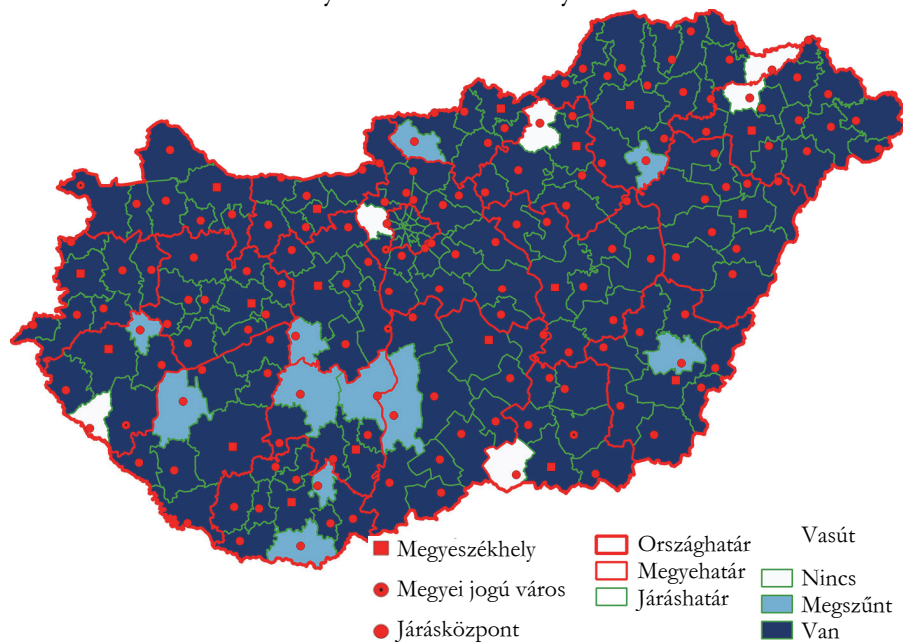


Forrás: saját szerkesztés SPSS programkörnyezetben.

Ha megvizsgáljuk a modelltől adódó súlyszámokat, akkor az autóbuszra vonatkozó súlyszám magasabb a vasútra vonatkozóánál. Magyarország térképe szerint pedig majdnem minden járásközpont be van kötve a nagyvasúti hálózatra (8. ábra). Azonban, ha ezt a térképet összevetjük azzal, hogy az egyes településekről ténylegesen hány vonat megy a járásközpontba, akkor sok esetben maga a járásközpont hiába része a nagyvasúti hálózatnak, az járási szintű igényeket alig, vagy egyáltalán nem szolgál ki (9. ábra).

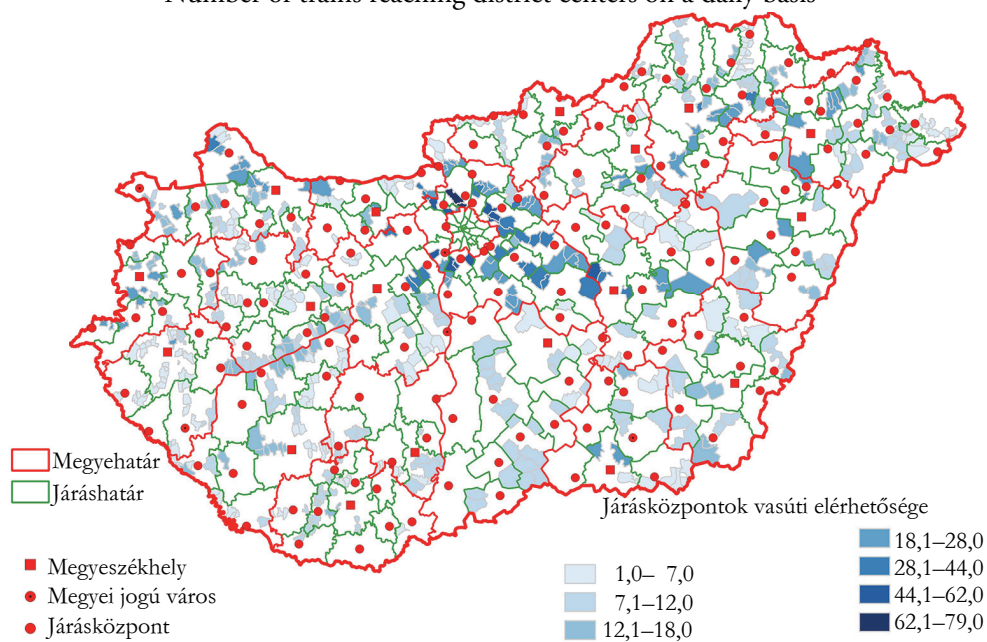
8. ábra

A járásközpontok nagyvasúti elérhetősége
 Accessibility of district centers by standard rail



9. ábra

A járásközpontokat naponta elérő vonatok száma
 Number of trains reaching district centers on a daily basis



Összefoglalás

Az elemzés során az elérhető ingázási adatokból felállítottunk egy igénymodellt, amely kifejezi, hogy az egyes regionális központok mekkora ingázási igényt keltenek a régiójukhoz tartozó településeken. Az igényeket egy komplex gravitációs modell segítségével, lineáris regressziós paraméterbecsléssel határoztuk meg. Ezek után az igényeket magyarázó változóként felhasználva, egy térökonometriai modell segítségével előállítottuk az általánosított közlekedésimód-súlyszámokat.

Összefoglalásképpen megállapítható, hogy az előre kitűzött cél teljesült, vagyis sikerült egy olyan gravitációs modellt felállítani, ami jól becsüli az egyes települések esetén a központ által gerjesztett igényt, ami a magas R^2 értékből következik. Természetesen további elemzési terület lehet, hogy milyen további tényezőket érdemes figyelembe venni annak érdekében, hogy az R^2 értéke minél inkább megközelítse az egyet, azonban a jelenlegi érték is kimagasló, és minden további nélkül elfogadható. További következtetések vonhatók le Magyarország autópálya- és vasúti infrastruktúrájával kapcsolatban is. Jelen tanulmánynak azonban nem célja ezek kifejtése. Továbbá a távolságadatok esetében is lehetne különböző területfüggő távolságprofilokat alkalmazni, például azért, mert az Alföldön jellemzően nagyobb a települések közötti távolság, azonban ez további kutatásokat igényel.

A modell lehetővé teszi, hogy a becsült igényekkel komplexen elemezzük a helyközi autóbusz- és vasúti kínálatot, továbbá tudományos módszerek segítségével pontosabban jellemezzük a vonalhálózati kínálatot.

IRODALOM

- ALPEK, B. L.–TÉSITS, R.–HOVÁNYI, G. (2018): Spatial inequalities of disadvantage accumulation and their impact on employability in Hungary *Regional Statistics* 8 (1): 96–119.
<https://doi.org/10.15196/RS080104>
- ANSELIN, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models* Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- ANSELIN, L.–BERA, A. K.–FLORAX, R.–YOON, M. J. (1996): Simple diagnostic tests for spatial dependence *Regional Science and Urban Economics* 26 (1): 77–104.
[https://doi.org/10.1016/0166-0462\(95\)02111-6](https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02111-6)
- AZOFRA, M.–PÉREZ-LABAJOS, C.A.–BLANCO, B.–ACHÚTEGUI, J. J. (2007): Optimum placement of sea rescue resources *Safety Science* 45 (9): 941–951.
<https://doi.org/10.1016/j.ssci.2006.09.002>
- BIVAND, R. S.–PIRAS, G. (2015): Comparing implementations of estimation methods for spatial econometrics *Journal of Statistical Software* 63 (18): 1–36.
<https://doi.org/10.18637/jss.v063.i18>
- BIVAND, R. S.–WONG, D.W. S. (2018): Comparing implementations of global and local indicators of spatial association *TEST* 27: 716–748.
<https://doi.org/10.1007/s11749-018-0599-x>

- BIVAND, R. S.–HAUKE, J.–KOSSOWSKI, T. (2013a): Computing the Jacobian in Gaussian spatial autoregressive models An illustrated comparison of available methods *Geographical Analysis* 45 (2): 150–179. <https://doi.org/10.1111/gean.12008>
- BIVAND, R. S.–PEBESMA, E. J.–GÓMEZ-RUBIO, V. (2013b): *Applied spatial data analysis with R* 2nd ed. USEr Series, Springer, New York, NY. <https://doi.org/10.1007/978-1-4614-7618-4>
- BOLLA, M.–KRÁMLI, A. (2005): *Statisztikai következtetések elmélete 2.* kiadás TYPOTEX Kiadó, Budapest.
- BORHAN, M. N.–IBRAHIM, A. N. H.–SYAMSUNUR, D.–RAHMAT, R. A. (2017): Why public bus is a less attractive mode of transport: A case study of Putrajaya, Malaysia *Period. Polytech. Transp. Eng.* 47 (1): 82–90. <https://doi.org/10.3311/PPtr.9228>
- BUCZKOWSKA, S.–COULOMBEL, N.–DE LAPPARENT, M. (2019): A comparison of Euclidean distance, travel times, and network distances in location choice mixture models *Netw Spat Econ* 19: 1215–1248. <https://doi.org/10.1007/s11067-018-9439-5>
- CATTAN, N. (1995): Barrier effects: The case of air and rail flows *International Political Science Review* 16 (3): 237–248. <https://doi.org/10.1177/019251219501600304>
- DUSEK, T. (2016): Területi dummy változók a gravitációs modellben *Területi Statisztika* 56 (5): 549–564. <https://doi.org/10.15196/TS560503>
- DUSEK, T.–KOTOSZ, B. (2016): *Területi statisztika* Akadémiai Kiadó, Budapest.
- GAAL, G.–HORVÁTH, E.–TÖRÖK, Á.–CSETE, M. (2015): Analysis of public transport performance in Budapest, Hungary *Periodica Polytechnica Social and Management Sciences* 23 (1): 68–72. <https://doi.org/10.3311/PPso.7724>
- GETIS, A.–ORD, J. K. (1992): The analysis of spatial association by use of distance statistics *Geographical Analysis* 24 (3): 189–206. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1992.tb00261.x>
- GÓRSKI, A. J. (1985): Chi-Square probabilities are Poisson probabilities in disguise *IEEE Transactions on Reliability* R-34 (3): 209–211. <https://doi.org/10.1109/TR.1985.5222117>
- GUZIK, R.–KOŁOŚ, A.–GWOSDZ, K. (2017): Interconnections in public transport as a method for delimiting urban functional areas and the settlement hierarchy in Poland *Regional Statistics* 7 (1): 63–77. <https://doi.org/10.15196/RS07104>
- HARANGOZÓ, G.–KOVÁCS, Z.–KONDOR, A. CS.–SZABÓ, B. (2019): A budapesti várostérség fogyasztási alapú ökológiai lábnyomának változása 2003 és 2013 között *Területi Statisztika* 59 (1): 97–123. <https://doi.org/10.15196/TS590105>
- HAU–HORVÁTH, O.–SEBESTYÉN, T.–VARGA, A. (2016): Tudáshálózatok szerepe a regionális fejlődésben – egy integrált modell alkalmazásának tapasztalatai a magyar régiók esetében *Statisztikai Szemle* 94 (2): 117–142. <https://doi.org/10.20311/stat2016.02.hu0117>
- HUMMELS, D. L. (1999): Toward a geography of trade costs *SSRN Electronic Journal* <https://doi.org/10.2139/ssrn.160533>
- JUNG, W.-S.–WANG, F.–STANLEY, H. E. (2008): Gravity model in the Korean highway *EPL (Europhysics Letters)* 81 (4): 1–13. <https://doi.org/10.1209/0295-5075/81/48005>
- KETSKEMÉTY, L.–IZSÓ, L.–KÖNYVES TÓTH, E. (2011): *Bevezetés az IBM SPSS Statistics programrendszerbe* 3. kiadás, Artéria Stúdió, Budapest.

- KIM, K. S.–BENGUIGUI, L.–MARINOV, M. (2003): The fractal structure of Seoul's public transportation system *Cities* 20 (1): 31–39.
[https://doi.org/10.1016/S0264-2751\(02\)00094-X](https://doi.org/10.1016/S0264-2751(02)00094-X)
- KOVÁCS, Z.–EGEDY, T.–SZABÓ, B. (2015): Az ingázás területi jellemzőinek változása Magyarországon a rendszerváltozás után *Területi Statisztika* 55 (3): 233–253.
- KÓTI, T. (2018): Spatial differences regarding the chance to leave supported public employment in Hungary's rural periphery *Regional Statistics* 8 (2): 109–134.
<https://doi.org/10.15196/RS080210>
- LIMÃO, N.–VENABLES, A. J. (2001): Infrastructure, geographical disadvantage, transport costs, and trade *The World Bank Economic Review* 15 (3): 451–479.
- MADDALA, G. S. (2001): *Introduction to econometrics* 3rd ed. John Wiley&Sons Ltd, Chichester, UK.
- KISS, J. P.–SZALKAI, G. (2018): Az ingázás mobilitási jellemzői a legutóbbi népszámlálások adatai alapján *Területi Statisztika* 58 (2): 177–199.
<https://doi.org/10.15196/TS580203>
- MÁRKUS, Á. (2018): Heterogén határhatások az Európai Unió egységes belső piacán – egy PPML és OLS-elemzés tanulságai *Statisztikai Szemle* 96 (4): 375–402.
<https://doi.org/10.20311/stat2018.04.hu0375>
- MASSEY, F. J. (1951): The Kolmogorov-Smirnov test for goodness of fit *Journal of the American Statistical Association* 46 (253): 68–78.
<https://doi.org/10.1080/01621459.1951.10500769>
- MCCARTHER, D. P.–KLEPPE, G.–THORSEN, I.–UBØE, J. (2011): The spatial transferability of parameters in a gravity model of commuting flows *Journal of Transport Geography* 19 (4): 596–605. <https://doi.org/10.1016/j.jtrangeo.2010.06.014>
- MOORE, D. S. (2017): Tests of chi-squared type. In: D'AGOSTINO, R. B. (ed.): *Goodness-of-fit techniques* pp. 63–96., Routledge, London.
- MORAN, P. A. P. (1948): Some theorems on time series: II The significance of the serial correlation coefficient *Biometrika* 35 (3/4): 255–260.
<https://doi.org/10.2307/2332344>
- MURRAY, A. T. (2001): Strategic analysis of public transport coverage *Socio-Economic Planning Sciences* 35 (3): 175–188. [https://doi.org/10.1016/S0038-0121\(01\)00004-0](https://doi.org/10.1016/S0038-0121(01)00004-0)
- MURRAY, A. T.–DAVIS, R.–STIMSON, R. J.–FERREIRA, L. (1998): Public Transportation Access *Transportation Research Part D: Transport and Environment* 3 (5): 319–328.
[https://doi.org/10.1016/S1361-9209\(98\)00010-8](https://doi.org/10.1016/S1361-9209(98)00010-8)
- NAGY, G. (2011) A gravitációs modell felhasználásának lehetőségei a várostérségek lehatárolásában *Területi Statisztika* 51 (6): 656–673.
- OKUBO, T. (2004): The border effect in the Japanese market: A gravity model analysis *Journal of the Japanese and International Economies* 18 (1): 1–11.
[https://doi.org/10.1016/S0889-1583\(03\)00047-9](https://doi.org/10.1016/S0889-1583(03)00047-9)
- PEBESMA, E. J.–BIVAND, R. S. (2005): Classes and methods for spatial data in R *R News* 5 (2): 9–13.
- PINA, V.–TORRES, L. (2001): Analysis of the efficiency of local government services delivery. An application to urban public transport *Transportation Research Part A: Policy and Practice* 35 (10): 929–944. [https://doi.org/10.1016/S0965-8564\(00\)00033-1](https://doi.org/10.1016/S0965-8564(00)00033-1)

- PÖSTÉNYI, A. (2017): A hat legnagyobb latin-amerikai ország exportjának vizsgálata gravitációs modellel *Statisztikai Szemle* 95 (2): 166–188.
<https://doi.org/10.20311/stat2017.02.hu0166>
- PRESTON, J. (2015): Public transport demand. In: NASH, C. (ed.): *Handbook of Research Methods and Applications in Transport Economics and Policy* pp. 192–211., Edward Elgar Publishing, Cheltenham, UK.
- R CORE TEAM (2017): *A language and environment for statistical computing* R Foundation for Statistical Computing, Vienna.
- SAIF, M. A.–ZEFREH, M. M.–TOROK, A. (2018): Public transport accessibility: A literature review *Periodica Polytechnica Transportation Engineering* 47 (1): 36–43.
<https://doi.org/10.3311/PPtr.12072>
- STEWART, J. Q. (1948): Demographic gravitation: evidence and applications *Sociometry* 11 (1): 31–58. <https://doi.org/10.2307/2785468>
- SZABÓ, Z.–TÖRÖK, Á. (2019): Spatial econometrics – Usage in transportation sciences: A review article *Period. Polytech. Transp. Eng.* 48 (2): 143–149.
<https://doi.org/10.3311/PPtr.12047>
- TAGAI, G.–PÉNZES, J.–MOLNÁR, E. (2008): Methods of the analysis of integration effect on border areas – the case of Hungary *Eurotimes - Journal of the Institute for Euroregional Studies* 6: 177–188.
- TAGAI, G.–BERNARD, J.–ŠIMON, M.–KOÓS, B. (2018): Two faces of peripherality: labour markets, poverty, and population dynamics in Hungary and Czechia *Regional Statistics* 8 (2): 19–45. <https://doi.org/10.15196/RS080204>
- THODE, H. C. (2002): *Testing for normality, statistics, textbooks and monographs* Marcel Dekker, New York.
- THOMPSON, C. M.–PEARSON, E. S.–COMRIE, L. J.–HARTLEY, H. O. (1941): Tables of percentage points of the incomplete Beta-function *Biometrika* 32 (2): 151–181.
<https://doi.org/10.2307/2332208>
- TOBLER, W. R. (1970): A Computer Movie Simulating urban growth in the Detroit region *Economic Geography* 46: 234–240. <https://doi.org/10.2307/143141>
- TOBLER, W. R. (1999): Linear pycnophylactic reallocation comment on a paper by D. Martin *International Journal of Geographical Information Science* 13 (1): 85–90.
<https://doi.org/10.1080/136588199241472>
- TÓTH, Á. (2017): Ma minden harmadik foglalkoztatott ingázó *A FÖLDGÖMB* 35: 24–25.
- TÓTH, G.–DÁVID, L.–VASA, L. (2012): A közlekedés szerepe az európai turisztikai áramlásokban *Területi Statisztika* 52 (2): 160–176.
- TYLER, J.–HASSARD, R. (1984): *Gravity/elasticity models for the planning of the inter-urban rail passenger business* BR.
- ÜLENGIN, F.–ÖZAYDIN, Ö.–ÜLENGIN, B.–KOPP, A.–ÖNSEL, Ş.–KABAK, Ö.–AKTAŞ, E. (2013): Are road transportation investments in line with demand projections? A gravity-based analysis for Turkey *Transport Policy* 29: 227–235.
<https://doi.org/10.1016/j.tranpol.2013.07.002>
- VARGA, A. (2002): Térökonometria *Statisztikai Szemle* 80 (4): 354–370.
- ZHANG, Y.–ZHANG, A. (2016): Determinants of air passenger flows in China and gravity model: Deregulation, LCCs, and high-speed rail *Journal of Transport Economics and Policy* 50 (3): 287–303. <https://doi.org/10.2307/jtranseconpoli.50.3.0287>

ZHANG, J.–LI, J.–WU, Y. (2017): A study of metro organization based on multi-objective programming and hybrid genetic algorithm *Periodica Polytechnica Transportation Engineering* 45 (4): 223–229. <https://doi.org/10.3311/PPtr.9586>

INTERNETES HIVATKOZÁSOK

BIVAND, R. S.–LEWIN-KOH, N. (2017): Maptools: Tools for reading and handling spatial objects. <https://cran.r-project.org/web/packages/maptools/index.html> (letöltve: 2020. május)

LECHNER TUDÁSKÖZPONT (2017): *Minden harmadik foglalkoztatott ingázó – Előingázók aránya a foglalkoztatottakon belül* <http://webmap.lechnerkozpont.hu/webappbuilder/apps/foldgomb1708/> (letöltve 2018. november).

JNF SPECIALTIES (2019): *Does your data violate goodness of fit (chi-square) test assumptions?* https://www.quality-control-plan.com/StatGuide/gf-dist_ass_viol.htm (letöltve: 2019. december).

KSH – KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL (2018): *Magyarország helységnevtára* <https://www.ksh.hu/apps/hntr.main> (letöltve: 2018. november).

KSH – KÖZPONTI STATISZTIKAI HIVATAL (2016): *Területi statisztika – Szállítás, közlekedés* <http://www.ksh.hu/interaktiv/terkepek/mo/kozl.html?mapid=ODE001> (letöltve: 2019. november).

SARMIENTO-BARBIERI, I. (2016): *An introduction to spatial econometrics in R* http://www.econ.uiuc.edu/~lab/workshop/Spatial_in_R.html (letöltve 2020.január)

ZHUKOV, Y. M. (2010): *Applied spatial statistics in R, Section 6 Geostatistics* <http://www.people.fas.harvard.edu/~zhukov/Spatial6.pdf> (letöltve: 2020. január)