

Budapesti Corvinus Egyetem

Közgazdasági intézet

Lakásépítés járási szinten – Van a CSOK iránti érdeklődésnek hatása?

Dittrich Levente

Alkalmazott közgazdaságtan szak

Témavezetők: Kovács László, Madari Zoltán

2023.

Tartalomjegyzék

Lakásépítés járási szinten - Van a CSOK iránti érdeklődésnek hatása?

Bevezetés.....	2
Adatok és módszer	2
Eredmények.....	6
Diskusszió.....	9
Irodalomjegyzék.....	10

Bevezetés

Magyarországon 2016 óta létezik a Családi Otthonteremtési Kedvezmény (továbbiakban CSOK), amely egy, a családokat saját otthonhoz segítő támogatási forma. A 2016-tól induló Családvédelmi Akcióterv részeként a CSOK támogatja a házas egy, vagy több gyermeket vállalókat új lakás építésében, vásárlásában, meglévő felújításában, bővítésében. Ezen lehetőségek széles spektrumán a támogatás és támogatott hitel is változó, mind a felhasználást, mind a gyerekek számát illetően. Dolgozatomban azonban a leglényegesebb az, hogy az új ingatlan vásárlására vagy építésére 10 millió forint támogatás igényelhető 15 millió forint államilag támogatott hitellel, abban az esetben, ha a párnak van három vagy több gyermeke, illetve, ha még nincsen három vagy több, de vállal minimum hármat. A lakásvásárlás és építés fellendítésére a kormány szintén 2016-ban csökkentette 5%-ra a lakásvásárlás áfáját. A későbbiekben ez ki lett vezetve, majd pedig 5 millió forintig lehetett visszaigényelni. Ezen intézkedések után még a babaváró támogatást is bevezették.

Szakdolgozatomban azt kívánom megvizsgálni, hogy a CSOK iránti érdeklődés az interneten (Google keresések képében) és több más változókkal egyetemben milyen hatással van a lakásépítésekre járási szinten a 2012-2021 közötti tíz évben, így nézve a CSOK előtti éveket is. Különös figyelmet szentelek a területi autokorreláció szűrésére, a standard modellfeltételeknek eleget téve.

Adatok és módszer

Dolgozatom során főleg a KSH-tól szerzett adatokkal dolgozom, pontosabban a KSH Területi atlasz – Térképes Interaktív Megjelenítő Alkalmazás nevezetű, röviden TIMEA (KSH, 2023) online programon, bárki által elérhető járási és megyei szintű adatokkal. A másik adatforrás, amivel dolgoztam a Google Trends (Google, 2023) szolgáltatása, amin a Google keresések trendjének volumenének adatai érhetők el, akár megyei szinten is.

Eredményváltozóm tehát a tízezer főre jutó lakásépítések száma, ami azt jelenti, hogy az adott járásban az adott évben tízezer főre ennyi használatbavételi engedélyt bocsátottak ki lakásokra és házakra. Azzal, hogy ez arányosítva van a járás lakosainak számával, remekül összehasonlíthatóak a járások eltérő lakosság esetén is. Magyarázó változóim az egy állandó lakosra jutó személyi jövedelemadó alapot képző jövedelem járási szinten, a foglalkoztatottsági ráta megyei szinten, beruházási teljesítményérték egy lakosra vetítve megyei szinten és legvégül a “CSOK” szó keresési trendje Google-n szintén megyei szinten.

A vizsgált tíz év egy viszonylagos prosperitási időszak, gazdasági értelemben konjunktúra, életszínvonal növekedés volt tapasztalható (Nagy et al., 2016). A CSOK bejelentése után egyre nagyobb arányban szerepelnek a lakáshitelek között a támogatott lakáshitelek (Dancsik et al. 2022), viszont nagy részüket használt lakás vásárlására vették fel. (MNB, 2022)

1.táblázat: a lakásépítések leíró statisztikai mutatói

	Átlag	Medián	Min	Max	σ	α^3	α^4
2012	8,18	5,27	0	62,2	9,47	2,38	7,18
2013	4,79	2,67	0	32,89	5,97	2,63	8,23
2014	5,63	3,2	0	46,84	7,02	2,53	8,12
2015	5,35	3,22	0	37,13	6,47	2,16	5,03
2016	5,84	2,86	0	46,78	8,28	2,59	7,45
2017	9	3,7	0	85,7	13,28	2,85	9,89
2018	11,14	4,94	0	95,52	16,11	2,43	6,25
2019	13,62	7,33	0,31	76,85	16,48	1,89	3,22
2020	18,13	8,18	0,2	192,03	25,26	3,03	13,74
2021	11,2	4,32	0,2	86,09	15,68	2,2	4,88

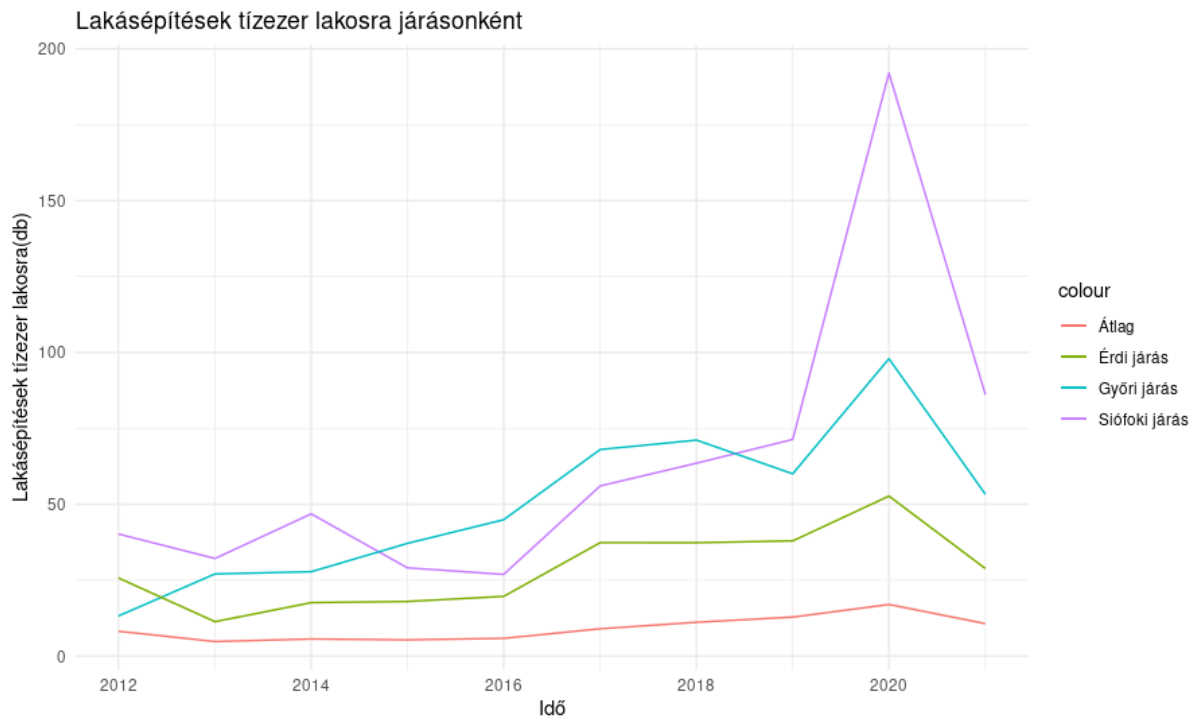
Forrás: KSH, saját számítás

A tízezer főre jutó lakásépítések valóban emelkedtek az évek során 2020-ig, ahogy az 1. ábra is mutatja. 2020-ban tetőzött a használatbavételi engedélyek száma az országban, majd 2021-ben már sokkal alacsonyabb volt a lakásépítések száma, a 2019-es érték alá esett több helyen és az átlagos lakásépítésekben is.

Az 1. ábra azonban mást is mutat: az átlaghoz viszonyítva egy általam választott Balaton melletti, egy észak-nyugat magyarországi és Budapest agglomerációjába tartozó járásban sokkal kiemelkedőbb a lakásépítések száma. Megvizsgálva az adatokat térben egy adott időpontban, mint például 2018-ban valami érdekes jelenség fed fel magát. A 2. ábrán láthatóak úgy nevezett "hotspotok", amik a területi adatoknál fordulhatnak elő.

Az országban három nagyobb gócpontot tudtam azonosítani, az első Budapest és agglomerációja, amivel az M7-es autópálya nyomvonalán összeér a második gócponttal, Balaton-melletti járásokkal. Magyarországon regionális szinten eltérőek az egy főre jutó bruttó GDP adatok, például 2019-et nézve Budapesten 10 048 Ft bruttó hazai termék jutott egy főre, Győr-Moson-Sopron vármegyében 5 525 Ft, Szabolcsban pedig 2 857 Ft. (KSH, 2022) Látszik, hogy óriási különbségek vannak régióként és Budapest a legkiemelkedőbb. Az átlagkeresetek is tükrözik ezeket a szakadékokat, Budapesten ugyanebben az évben a bruttó átlagkereset 460, Győr-Moson-Sopron vármegyében 389, Szabolcs-Szatmár-Bereg vármegyében 252 ezer forint volt. (KSH, 2022) Ésszerű döntés lehet tehát a munkavállalók részéről Budapesten munkát vállalni és ott vagy az agglomerációban házat vagy lakást venni, építeni.

1.ábra: A lakásépítések trendje



Forrás: KSH, saját számítás

A második gócpont a Balaton melletti, a Székesfehérvári és Gárdonyi járások. A Balaton mellett az utóbbi évtizedben jelentősen fellendültek a nyaralóépítések, beruházások, és az ottani, állandó lakosok száma nem olyan nagy, ám lehet, hogy sokan szeretnének ott nyaralót, ezért a tízezer főre jutó lakásépítések száma hatalmasra is ugorhat. Székesfehérvári és Gárdonyi járások esete egy picit másabb, több hatás is közre játszhat. Közel vannak a Velencei tóhoz, valamint ott halad el az M7-es autópálya, így viszonylag gyorsan el lehet jutni Budapestre vagy a Balatonhoz.

A harmadik “hotspot” eggyel különlegesebb, mivel nem egy paca-szerű megjelenése van, a Győri, Mosonmagyaróvári, Soproni, Kapuvári, Kőszegi, Szombathelyi, Sárvári és Szentgotthárdi járásokat foglalja magába. Az legtöbbjük közelsége az osztrák határhoz igencsak szembeötlő, illetve Győr pedig egy nagyon fejlett, prosperáló város saját egyetemmel, rengeteg beruházással.

Vannak kisebb kiemelkedő pontok, ezek megyei jogú városok járásai, mint Miskolc vagy Debrecen, de ezek egyedi, sokkal kisebb pontok.

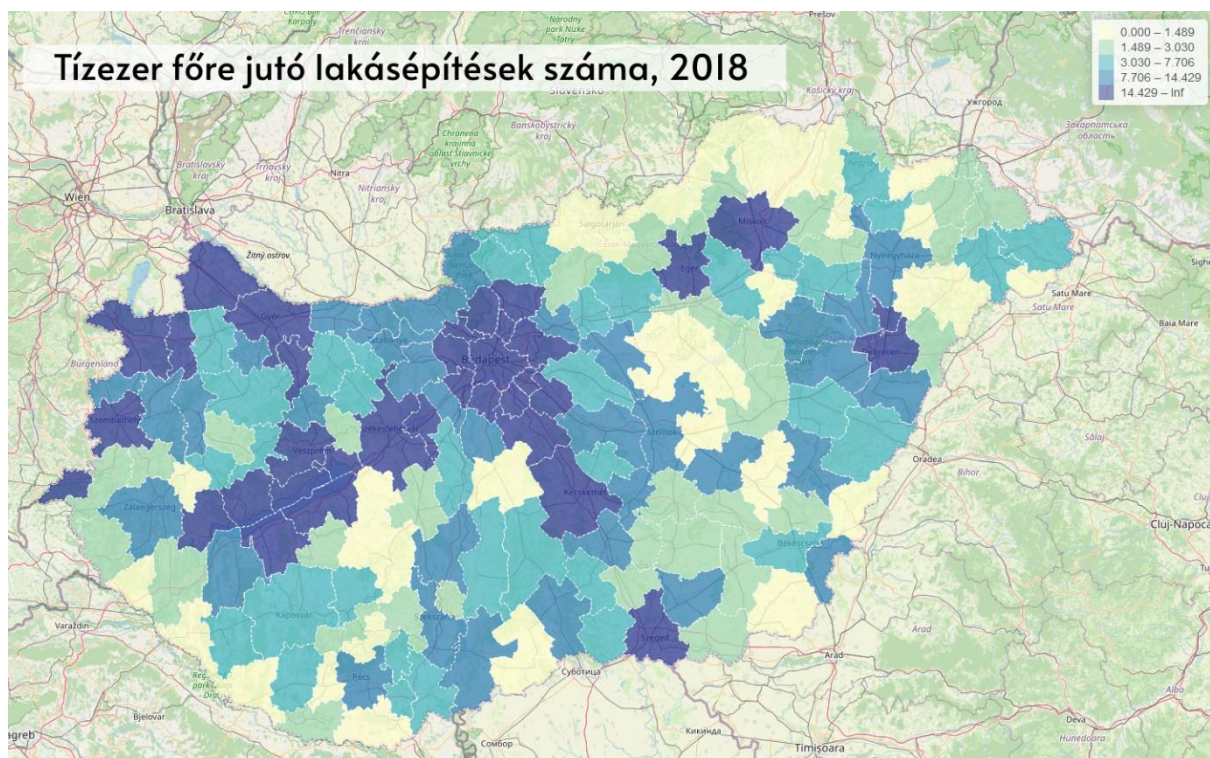
Az idősoros adatoknál fordulhat elő az autokorreláció jelensége, ez azt jelenti, hogy az idősor elemei nem korrelálnak egymással. A korreláció és parciális korreláció is az idősor Y_t és Y_{t-k} elemeire nem tér el szignifikánsan 0-tól $\forall k > 0$ -ra ($t, k \in \mathbb{N}$). A területi adatok térben egymás mellett helyezkednek el, így ezek is korrelálhatnak térbeli dimenzióból nézve egymással, ez a térbeli autokorreláció. A térbeli autokorreláció mérésére vannak különböző mutatók, ám először meg kellene határozni, hogy mely járások szomszédosak. Észszerű megoldás lenne egyszerűen összeszedni, hogy mely járásoknak van szomszédos határa melyikkel. Alternatívaként azt is meg lehetne nézni, hogy a járások geometriai középpontjai

egy megadott távolságon belül helyezkednek el egymáshoz képest. A szomszédság definiálásához én inkább egy inverz távolságalapú (euklideszi), sorstandardizált súlymátrixot fogok használni, mert logikusabbnak tűnik az, hogy a távolságoknak nagyobb jelentőségük van, mint az effektív határoknak. Magyarországon rengetegen ingázhatnak napi szinten munkába, és ha így lenne, akkor gyakorta járhatnak szomszédos vagy egyel messzibb járásokba is. Véleményem szerint a távolság, amitől egyes járásokat szomszédosnak lehet tekinteni 30-40 km között lehet, ez körülbelül elképzelhető az ország méretéből és a járások számából, nem is beszélve arról, hogy ez akár mindennapi ingázási távolságnak sem nagy. Ahhoz, hogy meg tudjam állapítani az optimális távolságot, hogy mit tekintek egy járás szomszédjának kellenek az autokorrelációs mutatószámok. Moran I-je és Geary C-je is bevett autokorrelációs mutató, amiket kiszámoltam több vizsgált évben és távolsággal.

Moran I-je a $[-1;1]$ tartományban vehet fel értéket, hasonlóan a Pearson-féle korrelációhoz, minél nagyobb az abszolút távolsága I-nek a nullától annál erősebb az autokorreláció, az előjelek pedig hasonlóan, ha I negatív, akkor negatív irányban van autokorreláció, ha pozitív, akkor pozitív irányban.

Geary C-je egy 0 és egy 1-nél nagyobb, nem meghatározott szám között lehet. C értéke 1 alatt pozitív autokorrelációt jelent, míg szignifikánsan felette negatív autokorrelációt jelent. (Varga, 2002)

2. ábra: Tízezer főre jutó lakásépítések száma térképen, 2018



Forrás: KSH, saját számítás

Számításaim során panel adatokkal dolgozom. Ez azt jelenti, hogy a megfigyeléseknek van keresztmetszeti és időbeli dimenziója is, azaz a 175 megfigyelt járásról tíz éven keresztül minden évben nagyrészt van adat. Ezzel a módszerrel nem csupán 175 megfigyelésem van, hanem egyenesen 1750, így a modellek és próbák szabadságfokok nagyobbak lehetnek.

Panel adatoknál felmerül a kiegyensúlyozottság kérdése, ez azt jelenti, hogy minden évben van megfigyelés az egyedekről. Azonban az adataim között vannak hiányzó értékek, szám szerint 21 adat a 2019-2021 közötti időszakban. Ennek orvoslására egy generalizált additív modellel (továbbiakban GAM) becslem meg a hiányzó adatokat. A modellben a lakásépítések számát egyedül az járás koordinátái (hosszúság, szélesség) és az adott évvel való interakciójuk alapján pótlom ki az adatokat. A GAM modell egy olyan generalizált lineáris modell, amely tartalmaz egy k súlyú simító paraméteres részt is az egyszerű lineáris regresszióhoz képest. Így a modell fel tud venni olyan, nemlineáris formát is, amiben inflexiós pontok vannak. A modell tartalmaz úgynevezett *görbét* (angolul “spline”), amik lényegében polinomiális függvények, amik egy kis területet fednek le. Ezek a *görbék* teszik lehetővé, hogy a modell térben ne egy sík legyen, hanem egy olyan felszín, melyen vannak kiemelkedések és süllyedések. (Wood, 2003)

A paneladatok elemzése többféle módon is történhet, gyakran használnak *Pooled OLS*, *fix hatású* és *random hatású* modelleket. A *Pooled OLS* egy olyan OLS becslés, amiben összeöntve vannak az adatok és az adott év is magyarázó változó a többi magyarázó változóval egyetemben. A *fix hatású* modellben van egyedhatás, vagyis a megfigyelt egyedeknek van egy egyed-specifikus alap konstans hatása. A *random effect* modellek ugyanazt az egy egyed-specifikus konstans használják minden egyed esetében. Ahhoz, hogy tudjam melyik modell válasszam, két tesztet is el fogok végezni, a Hausman-teszt, ami a *fix* és *random hatású* modell között segít, valamint egy F teszt a *Pooled OLS* és a *fix hatású* modell között segít dönteni. (Wooldridge, 2010)

A CSOK modellbe illesztésénél felmerül az a probléma, hogy a vizsgált időszak első négy évében végig nullának vettem a CSOK keresési trendjét), mert 2016 januárjában hozták meg a kormányrendeletet a CSOK-ról (a 2016-2021-es időszakban minden adat nagyobb volt nullánál). Ez esetben úgy gondolom érdemes lehet nem számként, hanem felbontani az egyes kvantilisok mentén és a nulla értékek egy új “nincs” nevű kategóriát kapnának, mert akkor lényegében nem volt CSOK. A modellszelekció során megpróbálom meghatározni az optimális CSOK használatot, ám mivel szakdolgozatomban azt igyekszem kideríteni, hogy szignifikáns változó-e a “CSOK” szó Google keresési trendje, ezért akár az is lehet, hogy egyáltalán nem szignifikáns semmilyen formában.

Eredmények

Érdemes lehet a korrelációk alapján megnézni, hogy milyen mértékben és irányban mozognak együtt a változók. Az eredményváltozó és mind az SZJA, mind a munka változók között pozitív, közepes kapcsolat áll fenn. a beruházás, valamint a CSOK (számként) korrelációja a lakásépítéssel gyenge, pozitív irányú.

A GAM modell egyedül az adatok pótlására szolgált, így azon nem végeztem teszteket, sem modellszelekciót, így nem tartom szükségesnek tárgyalni a modell együttthatóinak értékeit és egyéb jellemzőket.

Miután a hiányzó értékeket megbecsültem a GAM modellel, az eredeti értékeket felhasználva meg kellett állapítanom, hogy van-e területi autokorreláció és mekkora távolságban határozzam meg a szomszédságot.

2.táblázat: térbeli autokorreláció a lakásépítések körében

	32 km		36 km		40 km	
	Moran I	Geary C	Moran I	Geary C	Moran I	Geary C
2016	0,237	0,709	0,295	0,683	0,247	0,731
2017	0,188	0,729	0,280	0,652	0,249	0,698
2018	0,361	0,633	0,381	0,605	0,351	0,637
2019	0,392	0,593	0,412	0,560	0,367	0,630
2020	0,300	0,679	0,319	0,642	0,290	0,701

Forrás: KSH, saját számítás

A 2. táblában minden évben látszik, hogy az I értéke a 36 kilométeres sugarú körben vett inverz, sorstandardizált súlymátrix esetében a legnagyobb. Ez nem csak azt jelenti, hogy van pozitív területi autokorreláció, hanem azt is, hogy az autokorreláció szempontjából legjobb, ha 36 kilométeres sugárban tekinthetők szomszédosnak a járások. Ahogy Moran I-jénél, úgy a C-nél is a legnagyobb pozitív autokorreláció a 36 kilométeres sugárban van minden évben. Ezek alapján a modellemben az autokorreláció kezelésére az optimális inverz távolságalapú súlymátrix 36 km-es sugárban tekinti szomszédoknak a járásokat. Ez a távolság az ország méreteihez és a járások számához képest teljesen elképzelhetőnek tűnik.

Térbeli autokorreláció tehát van, mégpedig pozitív irányban. A panel modellekben súlyként a megállapított 36 km-es szomszédsággal meghatározott sorstandardizált inverz távolságmátrixot fogom használni, hogy a területi autokorrelációt kiszedjem a modellből, de még el kell döntenem, hogy milyen típusú panelmodellt használjak a pótoltt adatokra.

A tesztek során 5%-os szignifikancia szinten fogok döntést hozni. A Hausman-teszt nullhipotézise szerint a *random modell* a megfelelő, alternatív hipotézis pedig az, hogy a *fix hatású modell* a megfelelő. A tesztben az eredményváltozó a lakásépítés és a magyarázó változók a foglalkoztatottsági ráta, egy állandó lakosra jutó SZJA alapot képező jövedelem, a foglalkoztatottsági ráta, beruházási teljesítményérték egy lakosra vetítve és legvégül a "CSOK" szó keresési trendje Google-n. A CSOK trendet többféle módon fogom próbálni a modellbe illeszteni, itt három részre bontva, minőségi változóként kezeltem, aminek a szintjei a "nincs", vagyis még nem vezették be a CSOK-ot, majd a bevezetés után a mediánnál elvágva alacsony és magas érdeklődésre bontottam. A Hausman-teszt p-értéke 0,002965, ez az jelenti, hogy a nullhipotézis valószínűsége 0,2965 %, ami még az 1%-ot sem éri el, ezért H0-t elutasítom a kiválasztott 5%-os szignifikancia szinten.

A *random modellnél* tehát jobb a *fix hatású*, azonban még a *fix hatású* és a *Pooled OLS* közötti döntéshez még egy F tesztet kell elvégezzek. Az F-teszt nullhipotézise szerint a *Pooled OLS* a megfelelő, alternatív hipotézise pedig az, hogy a *fix hatású modell* a megfelelő. A tesztből kapott p-érték $2,2 \times 10^{16}$, ami azt jelenti, hogy a nullhipotézis valószínűsége közel

0%. Ez alapján 5%-on elutasítom H_0 -t, a *fix modellt* preferálom mind a *Pooled OLS*-sel és a *random hatásúval* szemben.

Többféle *fix hatású* modellt illesztettem, azonban szerintem négyet érdemes kiemelni. Minden modellben szerepelnek a beruházás, szja, munka nevű változók. Az első modellben a CSOK változót 4 részre bontottam: nincsen, alacsony érdeklődés, közepes érdeklődés, magas érdeklődés. Ezeket a csoportokat úgy alakítottam ki, hogy 2016-ig nincsen CSOK érdeklődés, majd onnantól az adatokat sorba rendezve harmadoltam. A második modell az elsőhöz hasonló, azonban CSOK érdeklődésnél magas és alacsony van, a mediánál elvágva. A harmadik modellben a CSOK érdeklődés számként szerepel, a negyedik modellben pedig egyáltalán nem szerepel.

3. táblázat: A *fix hatású* modellek eredményei

Y: lakásépítés	Modellek			
	(1)	(2)	(3)	(4)
λ	0.403***	0.405***	0.419***	0.419***
SZJA	0.014***	0.014***	0.016***	0.016***
MUNKA	-0.393***	-0.403***	-0.403***	-0.384***
BERUHÁZÁS	-0.005***	-0.005***	-0.006***	-0.006***
CSOK - alacsony	2.823**	2.300**	-	-
CSOK - közepes	1.931*	0.755	-	-
CSOK - magas	0.362	-	-	-
CSOK - számmal	-	-	0.003	-
Megjegyzés	*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001			

Forrás: KSH, saját számítás

A modellek együttthatói között minden esetben 1 százalékon is szignifikánsak a minden modellben szereplő SZJA, MUNKA, BERUHÁZÁS változók. Az első modellben a CSOK trendnek négyféle értéke lehet: nincsen CSOK, alacsony érdeklődés, közepes érdeklődés, magas érdeklődés. Mivel dummy kódolással adtam meg, ezért minden bétát ahhoz kell viszonyítani, hogy nincsen CSOK.

Érdekes megfigyelni, hogy a legnagyobb növekedés a lakásépítésben az alacsony érdeklődés mellett van ahhoz képest, mintha nem lenne CSOK. A magas érdeklődés pedig semmilyen szokványos szignifikanciaszinten sem szignifikáns, nagy az esélye, hogy a sokaságban annak a bétának az értéke nulla. A modellszelekciót az Akaike és a Bayes-i információk kritériumok segítségével végzem el.

4.táblázat: Az Akaike és Bayes-i információk kritériumok a modelleken

	AIC	BIC
1. modell	12093,64	12137,38
2. modell	12095,00	12133,27
3. modell	12100,37	12133,17
4. modell	12098,53	12125,87

Forrás: KSH, saját számítás

Míg az AIC szerint a négyfelé bontott CSOK keresés a BIC szerint a CSOK nélküli modell a jobb. Én a BIC szerint döntök, így végső modellnek a CSOK nélküli modellt választom. A végső modell együttthatóinak bétája is érdekes. Az egy forintnyi egy állandó lakosra jutó SZJA alapot képező jövedelem növekedés 0,016 egységgel növeli a tízezer főre jutó lakásépítések számát. A foglalkoztatottság egy százalékpontnyi és az egy lakosra jutó beruházások teljesítményértékének egy egységnyi növekedése csökkenti a tízezer főre jutó lakásépítések számát 0,384 és 0,006-tal.

A végső modellben ceteris paribus az egy forintnyi egy főre jutó SZJA alap növekedés 0,419-cel növeli a tízezer főre jutó lakásépítések számát. Az egy százalékpontnyi foglalkoztatottsági növekedés és a beruházás teljesítményértékének egy egységnyi növekedése meglepő módon csökkenti a tízezer főre jutó lakásépítések számát 0,384 és 0,006 egységgel.

Diszkusszió

A végzősban kettő külön jelenségre térnék ki. Az első modellben a magas CSOK iránti érdeklődés valószínűleg egyáltalán nem szignifikáns, valamint a végső modellbe nem került bele a CSOK. Ez lehet akár azért is, mert a támogatott lakáshitelek nagy része használt ingatlan vásárlására lett felhasználva. (MNB, 2022). Egy másik tényező is hozzájárulhatott ehhez, a Balatonnál feltehetően nyaralók épültek nagy számban, amit nem az ott lakók vettek birtokba. A CSOK egyik feltétele, hogy az újdonsült ingatlanba át kell jelenteni a szülők és gyerekek lakcímét, ami a nyaraló esetben nem kivitelezhető, ezért valószínűsíthetően ezek nem CSOK-os hitelből és támogatásból épültek.

A szignifikáns, ám logikailag nem teljesen érthető, negatív bétájú beruházás és foglalkoztatottság is egy felettébb különös eredmény. Véleményem szerint ez akár azért is lehet, mert ezen változók egymással is nagymértékben korrelálnak és egyfajta mediáció léphet fel. Ennek a kezelését azonban területi okokból nem volt lehetőségem elvégezni.

A CSOK keresési trend azonban egyáltalán nem volt szignifikáns számként és minőségi változóként is csak az „alacsony érdeklődés” tért el 1%-on szignifikánsan attól, hogy nincsen CSOK. Így a dolgozatomban fő kérdésére, minthogy lehet-e mérni a CSOK iránti érdeklődést a lakásépítésekben a válaszom az, hogy nem.

Irodalomjegyzék

Anselin, L. (1988). *Spatial econometrics: Methods and models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—LISA. *Geographical analysis*, 27(2), 93-115. Forrás: <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>

Anselin, L. (2003). Spatial externalities, spatial multipliers, and spatial econometrics. *International regional science review*, 26(2), 153-166. Forrás: <https://doi.org/10.1177/0160017602250972>

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. Forrás: [https://doi.org/10.1016/0166-0462\(95\)02111-6](https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02111-6)

Anselin, L., Gallo, J. L., & Jayet, H. (2008). Spatial Panel Econometrics. In Mátyás, L. & Sevestre, P. (szerk.), *The Econometrics of Panel Data: fundamentals and recent developments in theory and practice (Third edition)* (old.: 625-660). Berlin: Springer. Forrás: https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_19

Békés, G., Horváth, Á., & Sápi, Z. (2016). Lakóingatlanárak és települési különbségek. *Közgazdasági Szemle*, 63(12), 1289–1323. Forrás: <https://doi.org/10.18414/ksz.2016.12.1289>

Dancsik, B., Marosi, A., & Szabó, B. (2022). Túl drága az olcsó hitel – a családi otthonteremtési kedvezmény támogatott hitelkamatainak vizsgálata. *Közgazdasági Szemle*, 69(12), 1493–1506. Forrás: <https://doi.org/10.18414/ksz.2022.12.1493>

Fellner, Z., Marosi, A., & Szabó, B. (2021). A babaváró kölcsön hitelpiaci és reálgazdasági hatásai. *Közgazdasági Szemle*, 68(2), 150–177. Forrás: <https://doi.org/10.18414/ksz.2021.2.150>

Magyar Nemzeti Bank. (2022). *Lakáspiaci jelentés (2022 május)*. Forrás: <https://www.mnb.hu/letoltes/laka-spiaci-jelente-s-2022-ma-jus-hun.pdf>

Moran, P. A. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17-23. Forrás: <https://doi.org/10.2307/2332142>

Nagy, K., Palócz, É., & Vakhal, P. (2016). Risks and challenges to international and Hungarian economy in the middle of the decade. *Statisztikai Szemle*, 93(Special number 20), 20–43. Forrás: <https://doi.org/10.20311/stat2016.k20.en020>

Plöchl, K., & Obádovics, C. (2021). A CSOK-támogatást igénylők vizsgálata az előzetes gyermekvállalás és az ingatlanszerzés mértéke szempontjából egy hitelintézet adatai alapján. Forrás: *Hitelintézeti Szemle*. Forrás: <https://doi.org/10.25201/hsz.20.3.80109>

Tóth, G. (2003). Területi autokorrelációs vizsgálat a Local Moran I módszerével. *Tér és Társadalom*, 17(4), 39-49. Forrás: http://real.mtak.hu/115938/1/EPA02251_Ter_es_tarsadalom1825.pdf Varga, A. (2002). Térökonometria. *Statisztikai Szemle*, 80(4), 354-370. Forrás: https://www.ksh.hu/statszemle_archive/2002/2002_04/2002_04_354.pdf

Varga, A. (2002). Térökonometria. *Statisztikai Szemle*, 80(4), 354-370. Forrás: https://www.ksh.hu/statszemle_archive/2002/2002_04/2002_04_354.pdf

Vasárus, G. (2022). Városhatáron belüli szuburbanizáció Magyarországon – egy paradoxon feltárása. *Területi Statisztika*, 62(4), 379–404. Forrás: <https://doi.org/10.15196/ts620401>

Wood, S. N. (2003). Thin Plate Regression Splines. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Statistical Methodology)*, 65(1), 95–114. <http://www.jstor.org/stable/3088828>

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.

Internetes források:

Google Trends (n.d.). „CSOK”.

<https://trends.google.com/trends/explore?date=all&geo=HU&q=CSOK&hl=hu>, Letöltés dátuma: 2023.04.08.

Központi Statisztika Hivatal. (2023). *Térképes Interaktív Megjelenítő Alkalmazás*. <https://map.ksh.hu/timea/?locale=hu>, Letöltés dátuma: 2023.04.08.

Hivatkozott jogszabályok:

16/2016. (II. 10.) Korm. rendelet az új lakások építéséhez, vásárlásához kapcsolódó lakáscélú támogatásról

17/2016. (II. 10.) Korm. rendelet a használt lakás vásárlásához, bővítéséhez igényelhető családi otthonteremtési kedvezményről

44/2019. (III. 12.) Korm. rendelet a babaváró támogatásról

2012. évi XCIII. törvény a járások kialakításáról, valamint egyes ezzel összefüggő törvények módosításáról

5.táblázat: korrelációs mátrix

	Lakásépítés	SZJA	Beruházás	Foglalkoztatottság	CSOK
Lakásépítés	1	0,447	0,334	0,243	0,116
SZJA	0,447	1	0,811	0,704	0,484
Beruházás	0,334	0,811	1	0,653	0,585
Foglalkoztatottság	0,243	0,704	0,653	1	0,365
CSOK	0,116	0,484	0,585	0,365	1

Forrás: KSH, saját számítás

További adatvizualizációkhoz a készítettem egy R Shiny webappot a dolgozatban használt adatforrásokból, ami az alábbi linken érhető el: <https://dleves.shinyapps.io/SzakdolgozatMapPlot/>