



Válság, amelyből az ingatlanügynökségek nagyot kaszáltak Romániában

Oborocea Mónika, I. év, mesteri, Babeș-Bolyai Tudományegyetem, Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar

...

Dr. Szabó Tünde Petra, egyetemi docens, Babeș-Bolyai Tudományegyetem, Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar

...

Kivonat

A Covid-19 járvány ideje alatt az ingatlanközvetítő irodák rendkívüli árbevétel- és profitnövekedést értek el Romániában. 2022-ben 55 százalékkal nagyobb árbevétel realizáltak mint 2018-ban, 2021-ben pedig 41 százalékos profitnövekedést jegyeztek 2020-hoz képest. Ez a tanulmány azt vizsgálja, mi állhat ennek a rendkívüli eredménynek a hátterében. A vizsgált időszak 2020 április - 2022 október. Független változó az Országos Kataszteri és Ingatlan-nyilvántartási Hivatal által közzétett lakások havi adásvételi száma. Magyarázó változó a Covid-esetszámok, kontrollváltozók pedig az országos nettó reál átlagbér, az építkezési költségindex, a vegyes kamatozású, lejben felvett lakáshitelek kamatlába, a harmonizált munkanélküliségi ráta és a gazdasági hangulatindex. A romániai lakások adásvételi számának alakulását panelregressziós modell (fixhatás-modell) segítségével vizsgálom.



Ábrák jegyzéke

Ábra 1 <i>Tranzakciós volumen alakulása</i> Forrás: Saját szerkesztés.....	11
Ábra 2 <i>Covid-esetszámok</i> Forrás: Saját szerkesztés	13
Ábra 3 <i>Nettó átlagbér alakulása</i> Forrás: Saját szerkesztés	14
Ábra 4 <i>CCI</i> Forrás: saját szerkesztés	28
Ábra 5 <i>Harmonizált munkanélküliségi ráta</i> Forrás: Saját szerkesztés	28
Ábra 6 <i>Hitelkamatláb</i> Forrás: Saját szerkesztés	29
Ábra 7 <i>Gazdasági hangulatindex</i> Forrás: Saját szerkesztés	30

Táblázatok jegyzéke

Táblázat 1 <i>Vizsgált változók (havi adatok)</i> Forrás: Saját szerkesztés.....	15
Táblázat 2 <i>Leíró statisztikák</i> Forrás: Saját szerkesztés	15
Táblázat 3 <i>Pearson-féle korrelációs együtthatók</i> Forrás: Saját szerkesztés	16
Táblázat 4 <i>Stacionaritás vizsgálata</i> Forrás: Saját szerkesztés	20
Táblázat 5 <i>Globális F-próba eredményei</i> Forrás: Saját szerkesztés.....	20
Táblázat 6 <i>VIF-értékek</i> Forrás: Saját szerkesztés	20
Táblázat 7 <i>Fixhatás-modell t-tesztjeinek eredményei</i> Forrás: Saját szerkesztés.....	21
Táblázat 8 <i>Arellano transzformáció után fixhatás-modell eredményei</i> Forrás: saját szerkesztés	22



Tartalomjegyzék

Bevezetés	4
Szakirodalmi áttekintő	5
Adatok és módszertan	10
Adatok és leíró statisztikák	10
Módszertan	16
Eredmények	19
Következtetések	22
Könyvészet.....	24
Melléklet	28



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

Bevezetés

A romániaiak 95 százaléka saját lakásban él az Eurostat legfrissebb, 2022-es adatai¹ szerint. Ezzel az Európai Unióban az élen járunk, az uniós átlag 69 százalék. A romániai háztartások tehát megtakarításaikat ingatlanba fektetik, ez pedig 2022-ben az ingatlanügynökségeknek 1.5 milliárd lejes nettó árbevételt jelentett.

Ha közelebbről megnézzük az ingatlanügynökségek tevékenységi kódja (CAEN kód: 6831²) alapján összegzett iparági adatokat, akkor meglepő dologra lehetünk figyelmesek: az ingatlanközvetítésre szakosodott cégek a pandémia alatt is jelentősen növelni tudták árbevételüket és nettó profitjukat. Az ágazat szereplői 2020-ban a hatósági zárlatok (lockdown) ellenére 1,2 százalékkal nagyobb árbevételt realizáltak mint 2018-ban, 2022-ben pedig 55 százalékkal nagyobbat 2018-hoz képest. 2020-ban nettó profitjuk 4 százalékkal volt nagyobb 2019-hez képest, 2021-ben pedig jelentős, 41 százalékos volt a profítnövekedése 2020-hoz képest.

A nagyobb árbevétel mögött több felvett lakáskölcsön áll. A Román Központi Bank adatai szerint a romániai háztartások számára lakásvásárlásra felvett lejben folyósított kölcsönök volumene 2020-ban 0,9 százalékkal volt nagyobb 2019-hez képest, 2021-ben pedig már 43 százalékkal volt több mint 2020-ban. A növekvő tendencia 2022-ben sem állt le, 13 százalékkal több lakáshitelt vettek fel a háztartások az előző évhez képest. A központi bank jelentése (BNR, 2022) szerint 2022 január-szeptembere között a lakások adásvételi tranzakcióinak 38 százalékát finanszírozta hitelből a lakosság.

A fenti adatok tehát arra utalnak, hogy a Covid-19 világjárvány alatt Romániában jelentősen megnőtt a lakások tranzakciós volumene és a lakosság ezeknek az adásvételeknek jelentős részét hitelből fedezte.

Mindezek fényében kulcskérdés az ingatlanügynökségek felső vezetése számára, hogy megértsék, miért ugrott meg a lakások adásvételi száma. Kutatásom ezeknek a háttér

¹ <https://ec.europa.eu/eurostat/en/web/products-eurostat-news/w/wdn-20231130-1>

² <https://www.coduricaen.ro/top/companii/6831>



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

jelenségeknek a feltárására összpontosít azzal, hogy megvizsgálja, hogyan alakult a járvány alatt a lakások tranzakciós volumene Romániában, és melyek azok a tényezők, amelyek az adásvételekre hatottak. Elemzésem R statisztikai programban végzett ökonometria becslésen és teszteken alapszik.

A kutatás bemutatása a következő fejezetekre épül: a szakirodalom és a felállított hipotézisek után az adatok és a leíró statisztikák következnek, majd a módszertan. Az eredmények után a következtetések fejezettel zárul a tanulmány.

Szakirodalmi áttekintő

A kapcsolódó szakirodalom a lakások adásvételi volumenét a Covid-19 világjárvány alatt a következő főbb változók függvényében vizsgálja: új fertőzési esetszámok, infláció, építkezési költségindex, hitelkamatlábak, gazdasági hangulatindex, munkanélküliségi ráta és jövedelem.

A lakások adásvételi volumene és a Covid-esetszámok közti kapcsolat

Vitatott a szakirodalomban a Covid-19 világjárványnak a lakástranzakciók volumenére gyakorolt hatása: egyrészt a növekvő Covid-esetszámok és a fertőzéstől való félelem, illetve a távolságtartásra vonatkozó szabályok (Pichler et al., 2020) visszatartották a háztartásokat a fogyasztástól, ezzel együtt a lakásadásvételtől (Baker et al., 2020), ugyanakkor a járvány miatti bezártság és a sűrűn lakott településeken a betegség terjedésének üteme (kiegészülve fiskális és monetáris ösztönzőkkel) felülírták a lakáskeresletre és -kínálatra vonatkozó negatív nyomást (Diamond et al., 2022; Gallent et al., 2023).

A tranzakciós volumen és az esetszámok kapcsolatának másik sajátossága, hogy az ingatlanadásvételek kivétel nélkül csökkentek akkor, amikor a járvány megfékezése érdekében hatósági lezárásokat (lockdown) vezettek be, ám a lockdown után növekedésnek indultak (Liu és Tang, 2021; Tsai et al., 2022). A növekedés több országban akkora volt, hogy éves szinten kompenzálni tudta a lezárások alatti keresletcsökkenést. Ez a jelenség zajlott le az amerikai ingatlanpiacon is, ahol a mobilitási korlátozások miatt a családok több időt tölthettek otthonaikban, és egyre több figyelmet fordíthattak arra, milyen környezetben élnek. Ez együtt



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

járt a lakások iránti kereslet robbanásszerű növekedésével a lockdown után, amely felfelé húzta az ingatlanok árait (Gamber et al., 2023).

Cheung et al. (2021) a világjárvány kitörési pontjaként számontartott Vuhan városában vizsgálták meg 2019 januárjától 2020 júliusáig, hogyan alakultak a lakásárak. Azt találták, hogy közvetlenül a járvány kitörése után 4,8 - 7 százalékos éves szintű csökkenés következett be az árakban. Bár a lakásárak a lockdown után növekedésnek indultak, a sűrűn lakott epicentrumban a növekedés kisebb mértékű volt, mint a perifériákon. Ennek okaként a szerzők azt találták, hogy Vuhan ingatlanpiaci szereplői számoltak annak kockázatával, hogy a sűrűn lakott közösségekben gyorsabban terjed a fertőzés.

A népelessűrűség hatását a tranzakciós volumenre Tsai et al. (2022) vizsgálták. Kimutatták, hogy a kínai turisztikai célpontnak számító Hangzhou város központjába és külvárosában a lakáspiac eltérően viselkedett a járvány alatt. A járvány kitörése előtt a népszerű turisztikai látványosságokban bővelkedő városközpontok lakáspiacai jobban teljesítettek, mint a külvárosi lakáspiacok. A tanulmány szerint a zárlat alatt drámaian csökkent úgy a külvárosban, mint a belvárosban a tranzakciós volumen, ám a lockdown után a tranzakciók száma nagyobb volt a külvárosban, mint a városközpontban. A szerzők ennek egyik okaként a fertőzéstől való félelmet azonosították be.

A népsűrűség fent leírt hatása az adásvételek számának alakulására a városi és vidéki ingatlanpiacokon is tetten érhető (Gallent et al., 2023; Cheshire et al., 2021). A vidéki ingatlanok iránti keresletnövekedés azonban nem tartott ki a járvány után (Colomb és Gallent, 2022), a vidéki lakások iránti kereslet csökkent a pandémia után, ennek oka, hogy az átváltás a városi életéről a vidéki életre nehézségekbe ütközött (például, az otthoni munkavégzés nehézségei, az alkalmazottak jelentős részének vissza kellett térnie a városi irodákba stb).

Az infláció nem egyértelmű hatása

Az infláció hatása a tranzakciós volumenre szintén vitatott. Malmström és Schultz (2017) a svéd ingatlanpiacot vizsgálva bebizonyították, hogy a növekvő infláció növekvő tranzakciós volument jelent. A szerzőpáros a svéd ingatlanpiacba történt közvetlen külföldi befektetéseket befolyásoló alapvető gazdasági tényezőket vizsgálta egy svéd



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

ingatlanügynökség, a Newsec 2016-os tranzakciós adatain. Az általuk vizsgált tényezők között szerepel az infláció. A szerzőpáros szerint magas inflációs környezetben az ingatlanpiacon történő közvetlen befektetések fedezeti ügyletként szolgálnak a pénz fizetőértékének elértéktelenedésével szemben.

Az infláció és a tranzakciós volumen fordított irányú kapcsolata több csatornán keresztül jut érvényre. Follain (1982) kimutatta, hogy a magas inflációs ráta növeli a nominális kamatlábakat, azaz a jelzáloghitelek nominális törlesztőrésztét. Dekimpe és van Heerde (2023) szerint ez oda vezet, hogy kevesebb háztartás engedheti meg magának a hitelfelvételt és így csökken a lakások adásvételi száma. Ez a jelenség zajlott az európai ingatlanpiacon a Covid-19 világjárvány idején, amikor 2021-22-ben a megugró infláció arra kényszerítette a központi bankokat, hogy növeljék az alapkamatot (Európai Központi Bank, 2023). Ennek hatására a jelzálogkamatlábak 2022-ben a legtöbb európai országban megduplázódtak, Finnországban, Szlovákiában, Svájcban és az Egyesült Királyságban pedig megháromszorozódtak.

Az infláció a béreken keresztül is csökkentheti az ingatlanok iránti keresletet. A magas infláció reálértéken csökkenti a háztartások rendelkezésre álló jövedelmét, a csökkenő jövedelem pedig egyenes irányú kapcsolatba áll a tranzakciós volumennel (Ortalo-Magné és Rady, 2004). Valderrama et al. (2023) arra mutattak rá, hogy a vegyes kamatozású jelzáloghitelek esetében a háztartások reáljövedelmének csökkenése és a jelzálogkamatok emelkedése növelte a hitelfelvevők nemfizetési kockázatát, ez utóbbi negatívan hat a bankok tőkehelyzetére, amelynek következtében csökkent a kihelyezett hitelek volumene.

Az infláció alakulását követő építkezési költségindexről Meen (2002) amerikai és brit adatsorokon bizonyította be, hogy fordított kapcsolatban állnak a lakásárakkal, a növekvő árak pedig csökkenő kereslethez vezetnek (Stein, 1995; Andrew és Meen, 2003; Akkoyun et al., 2013).

Munkanélküliségi ráta szintén eltérően hat

A munkanélküliségi ráta hatása a lakások tranzakciós volumenére szintén nem egyértelmű. Li és szerzőtársai (2018) úgy találták, hogy a munkanélküliségi ráta csökkenése



2024. MÁJUS 15-18.

KOLÓZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

magasabb lakásárakhoz és kevesebb adásvételi tranzakcióhoz vezetett Texas állam ingatlanpiacán. A munkanélküliségi ráta növekedése a következőképpen befolyásolja az ingatlanpiac méretét: a keresleti oldalon pénzügyi korlátként szolgál és csökkenti a vevők számát, kínálati oldalon a növekvő munkanélküliségi ráta miatt az eladók kívárnak a tranzakcióval tudva, hogy csökken a kereslet. A munkanélküliségi ráta és a tranzakciós volumen fordított irányú kapcsolatát bebizonyították Clayton et al. (2008) is, a lakásárak és a munkanélküliségi ráta egyenes irányú kapcsolatát pedig a következőképpen magyarázták: munkanélküliségi ráta növekedésének hatására az eladók maguk is pénzügyi nehézségekkel küszködnek, így megemelik az ingatlanért kért árat.

Ugyanakkor Slavata (2021) rámutatott, hogy a munkanélküliség növekedésével az eladásra vagy bérletre kínált lakások száma megnövekszik, a jelenség mögött pedig az állhat, hogy a szűkös munkaerő kínálat miatt megnő az álláskeresők költözési szándéka. A szerző becslése szerint a munkaerőpiacon bekövetkező változások valós időben hatnak a lakáspiacra.

A hangulatindex mint a GDP proxy változója

A szakirodalomban több tanulmány foglalkozott a gazdasági hangulatindexszel mint a GDP alakulásának proxy változójával. Kitarar (2021) tanulmánya oroszországi, 1998-2020 közötti adatokon mutatta ki, hogy a bruttó hazai termék (GDP) és a gazdasági hangulatindex változása szinkronban történik. Ezt a szoros korrelációt felhasználva Guzmán (2009) kísérletet tett arra, hogy a gazdasági hangulatindex alapján előrejelezze a GDP növekedését és a részvények megtérülési rátáját. Kimutatta, hogy a háztartások hangulatindexe erős előrejelző erővel bír például a részvényportfóliók esetén, kivéve a nagy kapitalizációjú vállalatok részvényeit.

A gazdasági hangulatindex és az adásvételek volumene közötti egyenes irányú kapcsolatról több tanulmány is született. Białowolski (2019) tanulmányában a gazdasági hangulatindex és a lengyel háztartások pénzügyi döntései közötti kapcsolatra összpontosított. A szerző rámutatott, hogy a háztartások hitelezési és megtakarítási magatartását a fogyasztói (gazdasági) hangulat befolyásolja. Ha nő a fogyasztói bizalom, nő az abba vetett hit, hogy a gazdaság jól teljesít, nő a háztartások hajlandósága, hogy hitelt vegyenek fel tartós fogyasztási



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

cikkekre, beleértve a lakásvásárlást is. Ez a következtetés egybevág Lamdin (2008) megállapításával, miszerint a rulírozó hitelek általában a fogyasztói hangulat növekedésével együtt nőnek. Hui és Wang (2014) rámutattak, mivel az ingatlankeresletet részben a piaci szereplők hangulata vezérli, ezért a piaci hangulatindex hatékony előrejelzője lehet az árszintnek, illetve a kereskedési volumennek.

Kevés romániai tanulmány született

Nagyon kevés olyan romániai adatokat feldolgozó tanulmány született, amely ökonometriai modellekkel vizsgálta a lakások adásvételi volumenét. Enăchescu és Bănică (2019) lineáris regresszióval becsülték az ingatlanadásvételek alakulását Romániában 2009-2018 között. Magyarázó változók az állandó lakhellyel rendelkező lakosság száma, jövedelem és egy főre eső GDP. A szerzőknek bár nem sikerült szignifikáns lineáris kapcsolatot kimutatniuk a változók között, a tranzakciós volumen leíró statisztikáin keresztül sikerült beazonosítaniuk a növekedési és csökkenési trendeket.

Ion et al. (2021) szintén megmaradnak a leíró statisztikáknál, és ezeken keresztül vizsgálták a Covid-19 világjárványnak az építőiparra és az ingatlanügyletekre gyakorolt hatását. A kutatás mennyiségi adatokkal támasztja alá az új építkezések iránti kereslet visszaesését, az ingatlanügyletek számának csökkenését a hatósági zárlatok (lockdown) ideje alatt.

Az adásvételeken kívül néhány tanulmány az ingatlanárakat vette górcső alá. Moroșan et al. (2020) azt vizsgálták, hogy 2014-2019 között hogyan befolyásolta a lakásárakat a háztartásoknak ingatlanvásárlásra nyújtott hitelek száma és a lakosság jövedelmének nagysága. A szerzők csupán erre a két magyarázó változóra építették fel modelljüket. Az eredmények szerint mindkét változó befolyásolta a lakásárakat, ám a tanulmány arra nem ad választ, hogy milyen csatornákon keresztül érvényesül a magyarázó változók hatása.

Mivel romániai adatokat felhasználva még nem született olyan tanulmány, amely ökonometriai modellekkel becsülte volna a Covid-19 járvány hatását a lakások tranzakciós volumenére, jelen tanulmány ezt a hiányt pótolja. A fenti szakirodalom alapján megfogalmazott hipotéziseim:



- H_1 : A romániai lakások adásvételi volumene pozitív kapcsolatban áll a Covid-esetszámokkal.
- H_2 : A romániai lakások adásvételi volumene negatív kapcsolatban áll az inflációval.
- H_3 : A romániai lakások adásvételi volumene negatív kapcsolatban áll a hitelkamatlábakkal.
- H_4 : A romániai lakások adásvételi volumene negatív kapcsolatban áll a munkanélküliségi rátával.
- H_5 : A romániai lakások adásvételi volumene pozitív kapcsolatban áll a háztartások jövedelmeivel.
- H_6 : A romániai lakások adásvételi volumene pozitív kapcsolatban áll a gazdasági hangulatindexszel.

Adatok és módszertan

Adatok és leíró statisztikák

A rendelkezésre álló adatok függvényében a következőkben felépített modellben a függő változó az Országos Kataszteri és Ingatlan-nyilvántartási Hivatal által közzétett lakások havi adásvételi száma. A magyarázó változó az új fertőzési esetszámok, a kontrollváltozók pedig az országos nettó reál átlagbér, az építkezési költségindex, a vegyes kamatozású, lejben felvett lakáshitelek kamatlába, a harmonizált munkanélküliségi ráta, a gazdasági hangulatindex (a GDP proxy változója).

Mivel tanulmányomban arra keresem a választ, hogy mi az oka annak, hogy a világjárvány alatt az ezzel járó bizonytalanság, illetve mobilitási korlátozások ellenére is nőtt az ingatlanügynökségek forgalma és nettó profitja, az általam vizsgált időszak 2020 áprilisa és 2022 októbere. A kiválasztott időszakot az adatok hozzáférhetősége is indokolja: az Országos Közegészségügyi Igazgatóság új fertőzési esetszámokra vonatkozó, megyékre lebontott, havi, folytonos adatokat 2020 áprilisa és 2022 októbere között tett közzé.



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

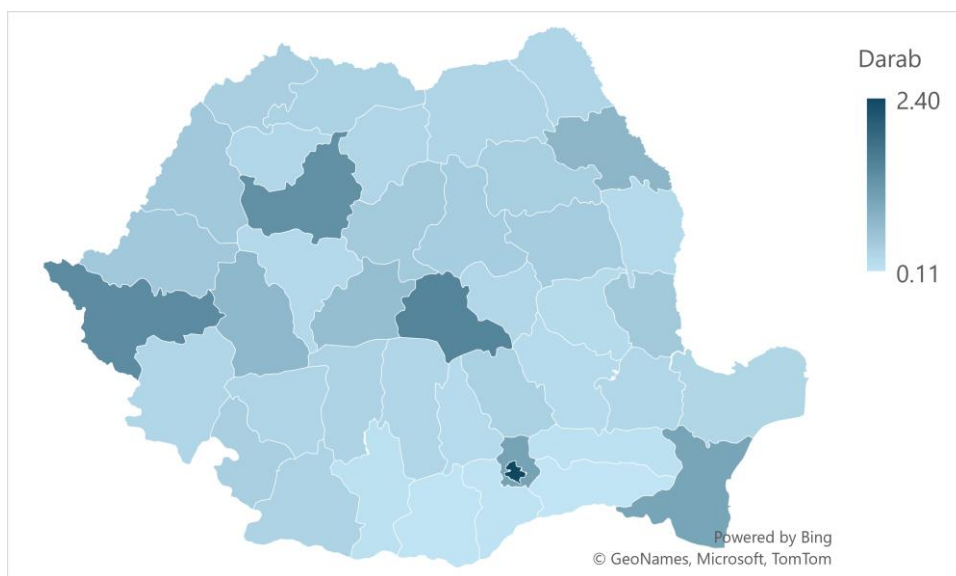
CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSYLVANIAN STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

Hogy a változók közötti kapcsolatok könnyebben kimutathatóak legyenek, néhány transzformációt hajtottam végre a tranzakciós volumen, a Covid-esetszámok, illetve a nettó átlagjövedelem változón.

Az Országos kataszteri és ingatlan-nyilvántartási ügynökség havi, megyei bontású adatait a lakások tranzakciós volumenéről 1000 főre vetítettem. A megyék lakosságát az Országos Statisztikai Hivatal 2021-es népszámlálási összesített adataiból vettem.

$$T_TRANS_UNIT = \frac{\text{havi tranzakciós volumen az adott megyében}}{\text{megye lakossága}} * 1000$$

Az összehasonlíthatóság kedvéért az 1000 főre jutó tranzakciók számából minden megyére átlagot számoltam a teljes vizsgált periódusra, az így kapott adatok láthatók az 1. ábrán.



Ábra 1 Tranzakciós volumen alakulása Forrás: Saját szerkesztés

Az 1. ábra jól szemlélteti az egyes régiók fejlettségi szintjét. A legtöbb tranzakciót a gazdaságilag fejlett megyékben és a fővárosban hajtották végre 2020 áprilisa és 2022 októbere között. A budapesti tranzakciók átlagos száma a vizsgált időszakban nagyságrendekkel magasabb volt az ország többi részéhez képest: 2.4 tranzakció jutott 1000 lakosra, míg a



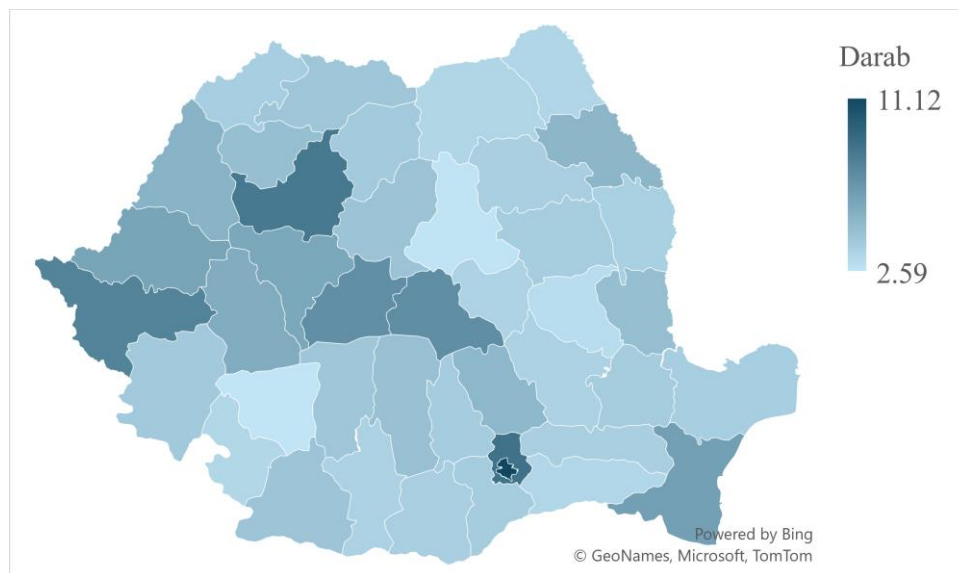
második helyen álló Brassó megyében 1.5, Temes megyében 1.4, Kolozs megyében 1.3, Ilfov megyében 1 tranzakció történt ezer lakosra vetítve. A gazdaságilag kevésbé fejlett régiókban volt a legalacsonyabb a tranzakciók száma: Giurgiu 0.137, Teleorman 0.131 és Călărași megye 0.11 átlagos adásvétellel.

A tranzakciók számában a leglátványosabb visszaesés a 2020 márciusban bevezetett országos lezárás ideje alatt történt. A Román Nemzeti Bank (2020) jelentése szerint március hónap második felében 70 százalékkal esett vissza a lakások iránti kereslet, a kínálat pedig 60 százalékkal lett kisebb a hónap első feléhez képest. Március 30-a után a kereslet fokozatosan helyreállt. Az adásvételek számában a márciusi visszaesés az egyéves periódust nézve nem volt érezhető: a lakások adásvételi száma 2019 májusa és 2020 áprilisa között országos szinten az előző periódushoz képest konstans maradt, sőt Bukarestben és Kolozs megyében 2 százalékos, illetve 19 százalékos növekedést jegyeztek.

Az új fertőzési esetszámoknál szintén a fenti eljárást alkalmaztam: a megyei adatokat 1000 főre vetítettem.

$$T_{COVID_19} = \frac{\text{új fertőzések száma az adott megyében}}{\text{megye lakosságszáma}} * 1000$$

A 2. ábra a vizsgált időszakban az új fertőzések esetek átlagát szemlélteti megyékre lebontva:



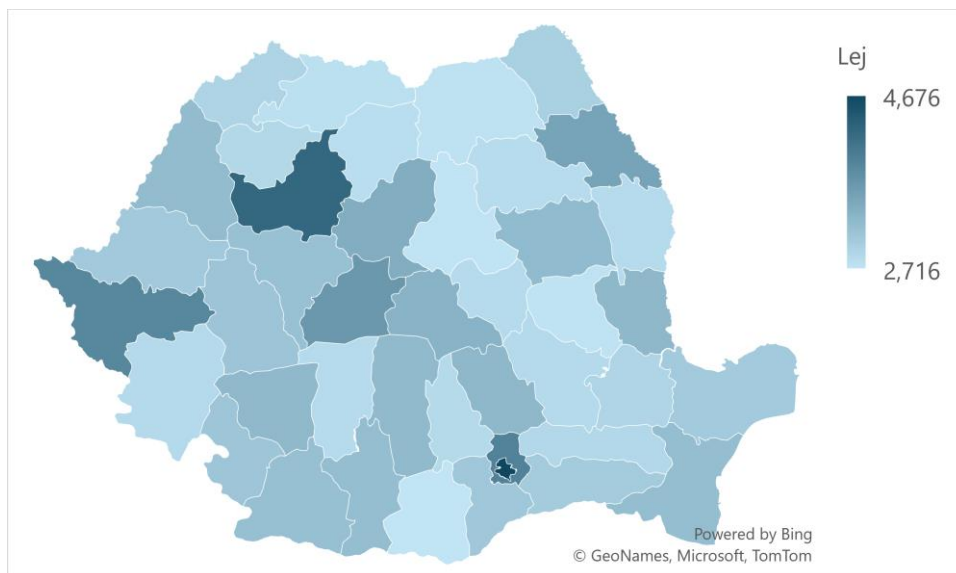
Ábra 2 Covid-esetszámok *Forrás: Saját szerkesztés*

Az esetszámok azokban a megyékben a legnagyobbak, amelyek gazdasági szempontból húzóerőt jelentenek Romániában: Bukarestben a vizsgált időszakban átlagosan 11.1 új esetszám jutott 1000 lakosra, Ilfov megyében 8.8, Kolozs megyében 8.46, Temes megyében 7.87, Brassó megyében 7.25, Szeben megyében 7.19. Legkevesebb átlagos esetszámot Gorj és Hargita megyében jegyeztek: 2.59, illetve 2.64.

Az Országos Statisztikai Intézet havonta tesz közzé megyékre lebontott adatokat a nettó átlagbérrel. A béreket 1000 lejben fejeztem ki.

$$WAGE_H = \frac{\text{az adott megye nettó átlagbére}}{1000}$$

Az adatok azt mutatják (lásd 3. ábra), hogy Bukarest itt is kiemelkedik a többi közül a 4675 lejes nettó átlagbérrel. A következő a sorban Kolozs (4281 lej), Ilfov (3932 lej), illetve Temes megye (3876 lej). Hargita megye az utolsók között szerepel 2724 lejjel.



Ábra 3 Nettó átlagbér alakulása *Forrás: Saját szerkesztés*

A további változók transzformációját és ábráját lásd az 1. mellékletben.

Az alábbiakban a vizsgált változókat összefoglaló táblázata látható:

Változó neve	Rövidítés	Mértékegység	Magyarázat	Forrás
<i>Függő változó</i>				
Ezer lakosra jutó lakásadásvételi tranzakciók volumene	T_TRANS_UNIT	darab	1000 lakosra jutó adásvételek száma az adott megyében és az adott hónapban	Országos kataszteri és ingatlan-nyilvántartási ügynökség https://www.ancpi.ro/
<i>Független változó</i>				
Ezer lakosra jutó új fertőzések száma	T_COVID_19	darab	Napi lejelentett új fertőzések száma 1000 lakosra vetítve az adott megyében havi bontásban. A járvány proxy változója.	Országos Közegészségügyi Igazgatóság https://covid19.datelazi.ro/
<i>Kontrollváltozók</i>				
Nettó átlagjövedelem	WAGE_H	1000 RON	Az Országos Statisztikai Hivatal által kiszámított nettó havi átlagkereset	Országos Statisztikai Hivatal https://insse.ro/cms/ro
Építkezési költségindex	CCI	%	Deflátorindex, az építési költségek egyik időszakról a másikra történő alakulását méri. Bázisév 2015.	Országos Statisztikai Hivatal CNS107C https://insse.ro/cms/ro
Vegyes kamatozású, lejben felvett lakáshitelek kamatlába	F2_INT_RATE	%	Háztartásoknak nyújtott lejben felvett hitelek kamatlába. Fix kamatozás periódusa: 1-5 év.	Román Nemzeti Bank N14RL_CNGI5A https://www.bnr.ro
Harmonizált munkanélküliségi ráta	UNEMP_RATE		A ráta a munkanélküli személyek számának a munkaerőhöz viszonyított arányát adja meg a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet definíciója	Eurostat (EI_LMHR_M__custom_7124140) https://ec.europa.eu/eurostat



Gazdasági
hangulatindex (ESI)

SENT_ECON

alapján. A munkaerő itt a 25–74 éves foglalkoztatott és munkanélküli személyek együttes száma. Az adatok szezonálisan kiigazítottak.

Bizalmi index. Vállalatok és fizikai fogyasztók felmérése alapján számolják ki. Lefedett ágazatok: ipar (súlya 40%), a szolgáltatások (30%), a fogyasztók (20%), a kiskereskedelem (5%), építőipar (5%). Skálázása a következő módon értelmezhető: 100 felett pozitív, alatta negatív a gazdasági várakozás. A gazdaság állapotának proxyváltozója.

Eurostat
(EI_BSSI_M_R2__
custom_7124049)
<https://ec.europa.eu/eurostat>

1 táblázat Vizsgált változók (havi adatok) Forrás: Saját szerkesztés

A változók leíró statisztikáinak összefoglalója a 2. táblázatban látható. A számok azt mutatják, hogy a tranzakciós volumen és a Covid-esetszámok esetében a medián és az átlag között jelentős az eltérés, a szórás pedig nagy. Mivel mindkét változó esetében az értékek nem követnek normális eloszlást, a későbbiekben hatással lesznek a modellválasztásra. A többi változónál az értékek a medián és az átlag alapján normális eloszlást követnek.

Változók	Átlag	Medián	Szórás	Minimum	Maximum	Megfigyelések száma
T_TRANS_UNIT	4,81	2,38	6,71	0,00	74,85	1302
T_COVID_19	0,53	0,38	0,49	0,02	3,37	1302
WAGE_H	3,15	3,04	0,50	2,33	5,49	1302
UNEMP_RATE	5,83	5,70	0,43	5,10	6,90	1302
F2_INT. RATE	5,04	5,26	0,71	4,10	6,73	1302
CCI	156,33	155,60	18,26	133,70	187,10	1302
SENT_ECON	95,48	101,00	10,37	59,90	103,40	1302

2 táblázat Leíró statisztikák Forrás: Saját szerkesztés

A multikollinearitás elkerülése érdekében számolt Pearson-féle korrelációs együtthatók értékei a 3. táblázatban láthatóak.



	<i>T_TRANS_UNIT</i>	<i>T_COVID_19</i>	<i>WAGE_H</i>	<i>CCI</i>	<i>UNEMP_RATE</i>	<i>F2_INT_RATE</i>	<i>SENT_ECON</i>
<i>T_TRANS_UNIT</i>		0.288***	0.671***	0.129***	-0.181***	-0.125***	0.211***
<i>T_COVID_19</i>	0.288***		0.197***	0.103***	-0.005	-0.323***	0.194***
<i>WAGE_H</i>	0.671***	0.197***		0.334***	-0.163***	-0.025	0.212***
<i>CCI</i>	0.129***	0.103***	0.334***		-0.644***	-0.294***	0.691***
<i>UNEMP_RATE</i>	-0.181***	-0.005	-0.163***	-0.644***		0.452***	-0.787***
<i>F2_INT_RATE</i>	-0.125***	-0.323***	-0.025	-0.294***	0.452***		-0.496***
<i>SENT_ECON</i>	0.211***	0.194***	0.212***	0.691***	-0.787***	-0.496***	

Computed correlation used pearson-method with listwise-deletion.

3. táblázat Pearson-féle korrelációs együtthatók Forrás: Saját szerkesztés. *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$

Az eredmények azt mutatják, a munkanélküliségi ráta és a gazdasági hangulatindex között 0,787 a korrelációs együttható, ezért a modellbecslés során VIF-mutatót fogok számolni.

Módszertan

Mivel egyszerre vannak keresztmetszeti és idősoros megfigyeléseim, a premisszáim elvetéséhez vagy megtartásához a szakirodalom elsősorban a panelregressziós modelleket javasolja (Phillips és Han, 2019; Yilmazkuday, 2023). A panelbe rendezett adatbázis segítségével a megfigyelések többdimenziós (keresztmetszeti - n és idősoros - T) struktúrába rendezhetők, ezáltal többtinformáció olvasható ki belőlük a csak idősoros vagy keresztmetszeti megfigyelésekhez képest.

A panelregressziós modellek becslésének lépései (Baltagi, 1998):

1. a változók stacionaritásának vizsgálata (Dickey és Fuller, 1981),
2. modellek becslése (egyesített OLS, fixhatás-, véletlenhatás modellek),
3. modellek közötti döntés F teszt, Breusch-Pagan Lagrange Multiplier teszt, illetve Hausman (1978) teszt segítségével,
4. modelldiagnosztikai tesztek (keresztmetszeti függőség, autokorreláció, heteroszkedaszticitás).

1. Stacionaritás vizsgálata



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

Az egységgyök-probléma esetén Y_t varianciája a végtelenhez tart, ha t a végtelenhez tart. Az egységgyök probléma figyelmen kívül hagyásával a modelbecslésnél a t -próba nem alkalmazható. A stacionaritás tesztelésénél alkalmazott Dickey-Fuller teszt hipotézisei:

- H_0 : A változónak egységgyöke van, nem stacionárius.
- H_1 : A változó stacionárius.

2. Modellek becslése

A modellek létezését a szakirodalom (Duncan, 1955) a globális F próba alapján becsüli. Hipotézisek:

H_0 : $b_1 = b_2 = \dots = b_n = 0$, azaz egyik változó együtthatója sem különbözik szignifikánsan 0-tól

- H_1 : $\exists b_j \neq 0, j = \overline{1 \dots N}$

A t -tesztek hipotézisei:

- H_0 : $b_i = 0$
- H_1 : $b_i \neq 0$

Az egyesített legkisebb négyzetek (Pooled Ordinary Least Squares) modellje a legegyszerűbb panelregressziós modell, amely nem veszi figyelembe a heterogenitást a csoporton, illetve az idődimenzió belül (Pedroni, 2001). Általános képlete a következőképpen írható fel:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

α : konstans

Y_{it} : függő változó, t : idődimenzió, i : keresztmetszeti dimenzió

X_{it} : független, magyarázó változó

β_1 : független változó együtthatója

ε_{it} : a teljes regresszióra vonatkozó hibatag.

Amennyiben létezik az OLS modell, a magyarázó változók multikollinearitásának kimutatásához VIF-értéket számolnak (Henseler et al., 2012).



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

$$VIF = \frac{1}{1 - R^2}$$

A 10-es vagy annál magasabb VIF-értékek súlyos multikollinearitásra utalnak. Az 5-ös VIF-értékek már potenciális multikollinearitási problémát jeleznek, itt újra kell gondolni a modellt.

A fixhatás modell (FE) abból indul ki, hogy minden megfigyelt egységnek megvan a maga sajátossága. Azt feltételezzük, hogy ez az sajátosság hatással van a magyarázó vagy függő változóra. Ez a feltételezés áll annak a korrelációnak a hátterében, amely az FE modellben a magyarázó változó és a nem megfigyelhető, csoportra vonatkozó hibatag között áll fenn. Ha eltávolítjuk ezt az időtől független sajátosságot a magyarázó változóból, akkor megkapjuk a magyarázó változó nettó hatását (Stock és Watson, 2004; Bartels, 2008). Ha az időtől független fix hatásokat szeretnénk figyelembe venni, akkor a modell a következőképpen írható fel:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

u_i : nem megfigyelhető, csoportra vonatkozó hibatag, i : csoport vagy keresztmetszeti dimenzió
 $i = \overline{1 \dots N}$

Ha nincs kapcsolat u_i és X_i között, akkor a véletlenhatás modellt kell alkalmazni. A véletlenhatás-modell előnyösebb lehet, ha a csoportok közötti különbségek véletlenszerűek (Bell és Jones, 2015). Az egyénenként eltérő, de időben állandó véletlenszerű hatásokat becslő modell általános képlete:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + (u_i + \varepsilon_{it})$$

3. Modellek közötti döntés

Modellszelekciós tesztek a Hausman (1978) teszt, illetve F teszt (Baltagi, 1998). Az F teszt (F test for individual effects) hipotézisei:

- H_0 : Az OLS modell konzisztens.
- H_1 : A fixhatás-modell konzisztens.

A Hausman teszt a fixhatás- és a véletlenhatás modellek közötti választást segíti. Hipotézisei:

- H_0 : Nincs kapcsolat u_i és X_{it} között.



- H_1 : Van kapcsolat u_i és X_{it} között.

3. Modelldiagnosztikai tesztek

a). Csoportok közötti függetlenségtesztek

Breusch-Pagan LM teszt, illetve Pasaran CD teszt (Baltagi, 1998) azt vizsgálja, hogy csoportok között van-e keresztmetszeti függőség, amennyiben igen, torzítják a becslés eredményeit.

Hipotézisek:

- H_0 : Nincs keresztmetszeti függőség.
- H_1 : Van keresztmetszeti függőség.

b). Autokorreláció

Breusch-Godfrey/Wooldridge teszt hipotézisei:

- H_0 : A hibatagok nem autokorrelálnak.
- H_1 : A hibatagok autokorrelálnak.

Ha jelen van az autokorreláció, a regressziós együtthatók hibái (standard error) kisebb értékeket mutatnak, mint valójában, az R^2 pedig nagyobb.

c). Heteroszkedaszticitás

Breusch-Pagan teszt hipotézisei:

- H_0 : A hibatagok varianciája állandó.
- H_1 : A hibatagok varianciája nem állandó.

A heteroszkedaszticitás következménye, hogy a t-tesztek és a globális F próba eredményei nem érvényesek.

Eredmények

A változók stacionaritásának vizsgálatához Pure³ tesztet használok, amely paneladatbázis esetén becsüli az egységgyök meglétét. A Pure tesztekbe több tesztelési eljárást

³ <https://search.r-project.org/CRAN/refmans/plm/html/purtest.html>



is beépíthető, ilyen például a Madwu (1999) vagy a Levinlin (2002). Mindkét eljárás a kiterjesztett Dickey-Fuller (ADF) teszten alapul.

Késleltetettek száma 1 év, azaz 12 hónap. Az eredmények a 4. táblázatban láthatók:

Változók	p-érték	Eredmény
T_TRANS_UNIT	0,000	stacionárius
T_COVID_19	0,000	stacionárius
WAGE_H	0,000	stacionárius
UNEMP_RATE	0,000	stacionárius
F2_INT. RATE	0,000	stacionárius
CCI	0,000	stacionárius
SENT_ECON	0,000	stacionárius

4 táblázat Stacionaritás vizsgálata Forrás: Saját szerkesztés

Az általam becsült Pooled OLS, a fixhatás- és véletlenhatás modellek globális F-próba eredményei (lásd 5. táblázat) szerint mindhárom modell létezik. A kiigazított R^2 azt mutatja meg, hogy a független változók együttesen hány százalékban magyarázzák a lakások adásvételi volumenének varianciáját.

Modellek	p-érték	Kiigazított R^2	Eredmény
OLS	0,000	0,52	A modell létezik
Fixhatás	0,000	0,25	A modell létezik
Véletlenhatás	0,000	0,25	A modell létezik

5 táblázat Globális F-próba eredményei Forrás: Saját szerkesztés

Mivel létezik az OLS modell, a magyarázó és a kontroll változók közötti multikollinearitás teljes kizárására VIF (Variance Inflation Factor) mutatót számolok.

Változók	VIF	Eredmény
T_COVID_19	1,27	Nincs multikollinearitás
WAGE_H	1,18	Nincs multikollinearitás
UNEMP_RATE	3,08	Nincs multikollinearitás
F2_INT. RATE	1,53	Nincs multikollinearitás
CCI	2,19	Nincs multikollinearitás
SENT_ECON	3,50	Nincs multikollinearitás

6 táblázat VIF-értékek Forrás: Saját szerkesztés

A VIF-értékek alapján (lásd 6. táblázat) minden változó maradhat a becslésben.



A kiigazított R^2 alapján úgy tűnhet, hogy Pooled OLS a három közül a legjobb modell, ám a modellszelekciós tesztek mást mutatnak. Az F teszt (F test for individual effects), illetve a Hausman teszt eredménye szerint a fixhatás-modell a legmegfelelőbb a becsléshez.

Mivel az adatbázisomban 2 változónál (az ezer főre jutó új fertőzőeset szám, illetve az ezer főre jutó lakások tranzakciós volumene) is nagyon heterogének a megfigyelések és vannak kiugró értékek, amelyek jelentős eltéréseket okozhatnak a valós paraméterektől, ezért Within becslést alkalmazok, amellyel a becsült paraméterek robusztussá tehetők (Bramati és Croux, 2007).

A becsült modellen végrehajtott t-tesztek és azok eredményei a 7. táblázatban láthatók:

Változók	Becsült együtthatók	t-teszt p-értéke	Együtthatók hibái
T_COVID_19	0,002	0,041 *	0,001
WAGE_H	0,020	0,361	0,023
UNEMP_RATE	-0,066	0,001 **	0,020
F2_INT. RATE	-0,009	0,273	0,008
CCI	-0,001	0,003**	0,005
SENT_ECON	0,008	0.000 ***	0,009

7 táblázat Fixhatás-modell t-tesztjeinek eredményei Forrás: Saját szerkesztés

A t-tesztek szerint 2 változó, a nettó átlagbér, illetve a hitelkamatláb nem szignifikáns.

A modelldiagnosztikai tesztek eredményei szerint a fixhatás modellemben a csoportok között van keresztmetszeti függőség, a hibatagok autokorrelálnak és a hibatagok varianciája sem állandó. Mivel a modelldiagnosztikai tesztek szerint az általam becsült fixhatás-modell eredményei torzítottak, ezért Arellano transzformációt hajtok végre (Arellano és Bond, 1991) és újrabecsülöm a modellt. A transzformáció utáni t-tesztek eredményei a 8. táblázatban láthatók:

Változók	Becsült együtthatók	t-teszt p-értéke	Együtthatók hibái
T_COVID_19	0,002	0,007 **	0,001
WAGE_H	0,021	0,719	0,058
UNEMP_RATE	-0,066	0,000 ***	0,014
F2_INT. RATE	-0,009	0,0815 .	0,005



CCI	-0,001	0,0436 *	0,001
SENT_ECON	0,008	0.000 ***	0,001

8 táblázat Arellano transzformáció után fixhatás-modell eredményei *Forrás: saját szerkesztés. .: $p < 0.1$, *: $p < 0.05$, **: $p < 0.01$, ***: $p < 0.001$*

A transzformáció utáni modellben a nettó átlagbér nem lesz szignifikáns, a hitelkamatláb pedig 0.08 százalékon szignifikáns.

A fixhatásmodell képlete:

$$T_TRANS_UNIT_{ti} = 0.0017 * T_COVID_19_{ti} - 0.0658 * UNEMP_RATE_{ti} - 0.0093 * F2_INT_RATE_{ti} - 0.0013 * CCI_{ti} + 0.00856 * SENT_ECON_{ti} + \epsilon_{ti}$$

Következtetések

Az eredmények összhangban vannak a szakirodalommal, minél nagyobb volt a vizsgált időszakban az új fertőzések száma Romániában, annál többen vásároltak lakást. A járvány miatti bezártság és a sűrűn lakott településeken (városokon) a betegség terjedésének üteme (kiegészülve fiskális és monetáris ösztönzőkkel) felülírták a lakáskeresletre és -kínálatra vonatkozó negatív nyomást (Diamond et al., 2022; Gallent et al., 2022). Ez a hatás meglátszott a romániai ingatlanközvetítő irodák nettó profitjában is: 2020-ban, a Covid-19 világjárvány kitörésének évében 4 százalékkal növelték nettó eredményüket 2019-hez képest, 2021-ben pedig jelentős, 41 százalékos volt a növekedés 2020-hoz képest.

A lakások adásvételi száma a vizsgált időszakban fordított kapcsolatban állt a munkanélküliségi rátával (Li et al., 2018), a hitelkamatlábbal (Akgündüz et al., 2023) és az építkezési költségindexszel (Tsai, 2012), illetve egyenes irányú kapcsolatban a gazdasági hangulatindexszel (Białowolski, 2019).

A felállított premisszáim (lásd Szakirodalom fejezet vége) közül egy premisszát (H_5) se cáfolni, sem igazolni nem tudtam a modellbecslést követően, hiszen a nettó jövedelem és a lakások tranzakciós volumene között nem sikerült szignifikáns kapcsolatot kimutatni.



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERENCEA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

Az eredmények fényében elmondható, hogy az ingatlanközvetítő irodák forgalmának és nettó profitjának növekedésében az is közrejátszott, hogy a kormány a munkavállalóknak és munkaadóknak nyújtott támogatásokkal⁴ kordában tartotta a munkanélküliségi rátát. Becsléseim szerint az összes változó közül a munkanélküliségi ráta hatott a leginkább a lakások adásvételi számára (lásd Eredmények fejezet vége). Ez azt vetíti előre, hogy a következő egészségügyi (vagy más) válság okozta bizonytalanság alatt az ingatlanközvetítő irodáknak kimondottan érdemes erre a mutatóra (is) figyelniük.

A hitelkamatlábak és az infláció (építkezési költségindex) alakulása szintén olyan mutatók, amelyekre az ingatlanpiac szereplőinek figyelniük kell. A járvány ideje alatt a Román Nemzeti Bank négyszer is alapkamatot csökkentett (a 2020 márciusi 2,5 százalékos alapkamat 2021 októberéig 1,25 százalékosra csökken), a kormány pedig 2021 márciusában, illetve 2022 júliusában hitelmoratóriumot hirdetett. Ezek az intézkedések egyértelműen felfele tolták a lakások adásvételi volumenét azzal, hogy alacsonyan tartották a hitelkamatlábakat és a bátorították a hitelfelvételt. A BNR adatai szerint a romániai háztartások számára lakásvásárlásra felvett lejben folyósított kölcsönök volumene 2021-ben 43 százalékkal volt nagyobb mint 2020-ban. A gazdasági hangulatindex a másik olyan mutató, amelyet válságidőszakban nem hagyhatnak figyelmen kívül az ingatlanközvetítő irodák. A járvány ideje alatt a tranzakciós volumen követte a hangulatindex mozgását, Hui és Wang (2014) szerint a hangulatindex hatékony előrejelzője lehet a kereskedési volumennek.

Kutatásom korlátjai közé sorolható, hogy nem vizsgáltam meg, hogyan hatottak a Covid-esetszámok a lakástól eltérő típusú ingatlanokra. Nem vizsgáltam továbbá a lakásfelújítási piac viselkedését a pandémia alatt, mely piac szorosan kapcsolódik a lakásértékesítéshez, lakásépítéshez.

További kutatási téma lehet annak vizsgálata, hogyan alakult a telkek adásvétele a pandémia alatt Romániában. Feltehetően Romániában is sokkal többen vásároltak telket vidéken a mobilitási korlátozások miatt, mint a járványt megelőző, illetve azt követő években.

⁴ <https://econ.ubbcluj.ro/roem/>



2024. MÁJUS 15-18.

KOLOZSVÁR

XXVII. ERDÉLYI TUDOMÁNYOS DIÁKKÖRI KONFERENCIA REÁL- ÉS HUMÁNTUDOMÁNYOK

CONFERINȚA ȘTIINȚIFICĂ STUDENȚEASCĂ DIN TRANSILVANIA, EDIȚIA A 27-A
27TH TRANSILVANIA STUDENTS' SCIENTIFIC CONFERENCE
ȘTIINȚE REALE ȘI UMANISTE // FORMAL AND EMPIRICAL SCIENCES

Könyvészet

Akgündüz, Y. E., Dursun-de Neef, H. Ö., Hacıhasanoğlu, Y. S. & Yılmaz, F., 2023. Cost of credit, mortgage demand and house prices. *Journal of Banking & Finance*, Volume 154, p. 106953.

Akkoyun, H. C., Arslan, Y. & Kanik, B., 2013. Housing prices and transaction volume. *Journal of Housing Economics*, 22(2), pp. 119-134.

Alin, A., 2010. Multicollinearity. *Wiley interdisciplinary reviews: computational statistics*, pp. 370-374.

Andrew, M. & Meen, G., 2003. House Price Appreciation, Transactions and Structural Change in the British Housing Market: A Macroeconomic Perspective. *Real Estate Economics*, 31(1), pp. 99-116.

Anundsen, A. K., Kivedal, B. K., Larsen, E. R. & Thorsrud, L. A., 2023. Behavioral changes in the housing market before and after the Covid-19 lockdown. *Journal of Housing Economics*, Volume 59.

Arellano, M. & Bond, S., 1991. Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), p. 277-297.

Baker, S. R. et al., 2020. How Does Household Spending Respond to an Epidemic? Consumption during the 2020 COVID-19 Pandemic. *The Review of Asset Pricing Studies*, 10(4), p. 834-862.

Baltagi, B. H., 1998. Panel Data Methods. In: *Handbook of Applied Economic Statistics*. s.l.:CRC Press, pp. 311-323.

Banca Națională a României, 2020. Raport asupra stabilității financiare. Letölthető innen: <https://www.bnr.ro/PublicationDocuments.aspx?icid=19966>

Banca Națională a României, 2022. Raport asupra stabilității financiare. Letölthető innen: <https://www.bnr.ro/PublicationDocuments.aspx?icid=19966>

Banca Națională a României, 2023. Raport asupra stabilității financiare. Letölthető innen: <https://www.bnr.ro/PublicationDocuments.aspx?icid=19966>

Bartels, B. L., 2008. Beyond "fixed versus random effects": a framework for improving substantive and statistical analysis of panel, time-series cross-sectional, and multilevel data. *The Society for Political Methodology*, pp. 1-43.



Bell, A. & Jones, K., 2015. Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data. *Political Science Research and Methods*, 3(1), pp. 133-153.

Białowolski, P., 2019. Economic sentiment as a driver for household financial behavior. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, Volume 80, pp. 59-66.

Bramati, M. C. & Croux, C., 2007. Robust estimators for the fixed effects panel data model. *The Econometrics Journal*, 10(3), pp. 521-540.

Chamberlain, G. & Griliches, Z., 1975. Unobservables with a Variance-Components Structure. Ability, Schooling, and the Economic Success of Brothers.. *International Economic*, p. 422-449.

Cheshire, P., Hilber, C. & Schöni, O., 2021. *The pandemic and the housing market: a British story*. s.l.:Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.

Cheung, K. S., Yiu, C. Y. & Xiong, C., 2021. Housing Market in the Time of Pandemic: A Price Gradient Analysis from the COVID-19 Epicentre in China. *Journal of Risk and Financial Management*, Volume 14, p. 108.

Clayton, J., Miller, N. & Peng, L., 2008. Price-volume Correlation in the Housing Market: Causality and Co-movements. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, pp. Volume 40, pages 14-40.

Colomb, C. & Gallent, N., 2022. Post-COVID-19 mobilities and the housing crisis in European urban and rural destinations. Policy challenges and research agenda. *Planning Practice & Research*, Volume 37, pp. 624-641.

Diamond, W., Landvoigt, T. & Sanchez, G., 2022. *Printing Away the Mortgages: Fiscal Inflation and the Post-Covid Housing Boom*, s.l.: Available at SSRN.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A., 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, Volume 49, pp. 1057-1072.

Duncan, D. B., 1955. Multiple Range and Multiple F Tests. *Biometrics*, Volume 11, pp. 1-42.

Eisenhart, C., 1947. The Assumptions Underlying the Analysis of Variance. *Biometrics*, pp. 1-21.

Enăchescu, P. C. & Bănică, C., 2019. 2019. Analysis Of The Real Estate Market In Romania From The Point Of View Of The Number Of Transactions During 2009-2018. *Scientific Bulletin-Economic Sciences*, 18(3), pp. 39-46.



Gallent, N., Stirling, P. & Hamiduddin, I., 2023. Pandemic mobility, second homes and housing market change in a rural amenity area during COVID-19 – The Brecon Beacons National Park, Wales. *Progress in Planning*, Volume 172, p. 100731.

Gamber, W., Graham, J. & Yadav, A., 2023. Stuck at home: Housing demand during the COVID-19 pandemic. *Journal of Housing Economics*, Volume 59, p. 101908.

Guzmán, G., 2009. Using sentiment surveys to predict GDP growth and stock returns. In: *The Making of National Economic Forecasts*. s.l.:Edward Elgar Publishing, p. 319.

Hausman, J. A., 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, Volume 46, p. 1251–1271.

Henseler, J., Ringle, C. M. & Sarstedt, M., 2012. Using Partial Least Squares Path Modeling in Advertising Research: Basic Concepts and Recent Issues. In: *Handbook of research on international advertising*. s.l.:Edward Elgar Publishing.

Hepsen, A. & Kiyilar, M., 2010. Analysing the Housing Market Structure in Romania and Turkey Under the Global Financial Crisis Effect. *nnales Universitatis Apulensis Series Oeconomica*, Volume 12, pp. 416-425.

Hildreth, C., 1950. Combining Cross Section Data and Time Series. *Cowles Commission Discussion Paper*, p. Vol. St347.

Hildreth, C., 1950. Combining Cross Section Data and Time Series. *Cowles Commission Discussion Paper*, p. Vol. St347.

Ion, A. et al., 2021. The Impact of COVID-19 on the Building Industry and on Real Estate Transactions in Romania. *Economic Recovery After COVID-19*, p. 157–174.

Kitrar, L., 2021. The relationship of economic sentiment and GDP growth in Russia in light of the Covid-19 crisis. *Entrepreneurial Business and Economics Review*, 9(1), pp. 7-29.

László, B., Károly, D. J., Gábor, K. & László, M., 2014. A közgazdasági adatforradalom és a panelökonometria. *Közgazdasági Szemle*, p. 1319–1340.

Levin, A., Lin, C.-F. & Chu, C. S. J., 2002. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), pp. 1-24.

Li, G., Pengfei, W. & Qinghua, Z., 2018. Market thickness and the impact of unemployment on housing market outcomes. *Journal of Monetary Economics*, pp. 27-49.

Liu, Y. & Tang, Y., 2021. Epidemic shocks and housing price responses: Evidence from China's urban residential communities. *Regional Science and Urban Economics*, Volume 89, p. 103695.



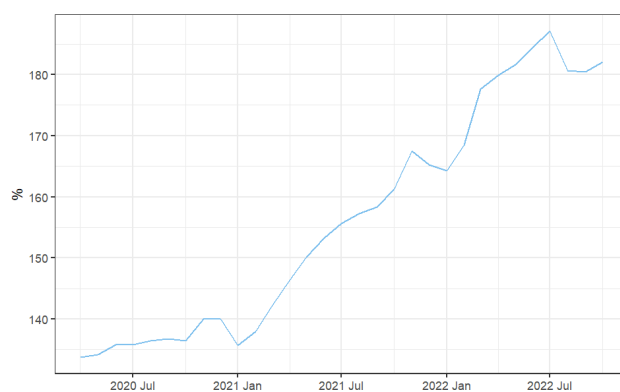
- Maddala, G. S. & Wu, S., 1999. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* , 61(S1), pp. 631-652.
- Morosan , G., Condratov , I. & Filipciuc, L., 2020. Influencing factors on housing prices in Romania. *The USV Annals of Economics and Public Administration*, Volume 20.
- Ortalo-Magné, F. & Rady, S., 2004. Housing transactions and macroeconomic fluctuations: a case study of England and Wales. *Journal of Housing Economics*, pp. 287-303, Volume 13.
- Pedroni, P., 2001. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In: *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. s.l.:Emerald Group Publishing Limited, pp. 93-130.
- Phillips, P. C. B. & Han, C., 2019. Dynamic panel GMM using R. *Handbook of Statistics*, Volume 41, pp. 119-144.
- Pichler, A. et al., 2020. Production networks and epidemic spreading: How to restart the UK economy?. *arXiv preprint*, Volume arXiv:2005, p. 10585.
- Slavata, D., 2021. Estimation of Unemployment Using Changes in the Housing Market. *Public Economics and Administration*, p. 375.
- Stein, J. C., 1995. Prices and Trading Volume in the Housing Market: A Model with Down-Payment Effects. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), p. 379–406.
- Stock, J. H. & Watson, M. W., 2004. Combination forecasts of output growth in a seven-country data set. *Journal of Forecasting*, 23(6), pp. 405-430.
- Tsai, I.-C., 2012. Housing Supply, Demand and Price: Construction Cost, Rental Price and House Price Indices. *Asian Economic Journal*, pp. Vol. 26 No. 4, 381–396.
- Tsai, I.-C., Chiang, Y.-H. & Lin, S.-Y., 2022. Effect of COVID-19 lockdowns on city-center and suburban housing markets: Evidence from Hangzhou, China. *Journal of Asian Economics*, Volume 83, p. 101544.
- Valderrama, L., Gorse, P., Marinkov, M. & Topalova, P., 2023. European Housing Markets at a Turning Point. Risks, Household and Bank Vulnerabilities, and Policy Options. *International Monetary Fund*.
- Vandenbussche, J., Vogel , U. & Detragiache , E., 2015. Macprudential Policies and Housing Prices: A New Database and Empirical Evidence for Central, Eastern, and Southeastern Europe. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(S1), pp. 343-377.
- Yilmazkuday, H., 2023. COVID-19 and housing prices: evidence from U.S. county-level data. *Review of Regional Research*.



Melléklet

1-es melléklet: Kontrolváltozók ábrái és magyarázatai

Építkezési költségindex

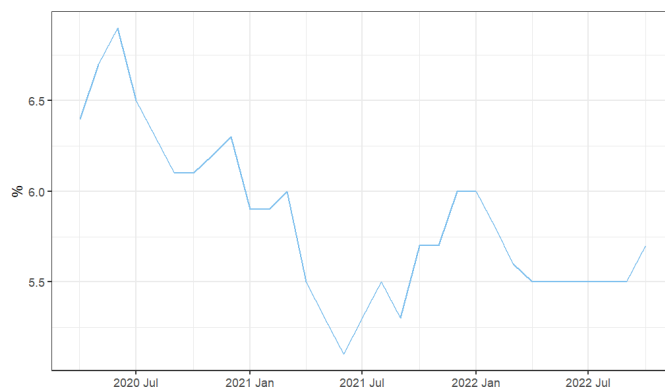


Ábra 4 CCI Forrás: saját szerkesztés

Az építkezési költségindex az ellátási láncok problémái és az alapanyagárak megugrása miatt 2021 elejétől növekedésnek indult. A költségindex deflátorindexként működik, bázisév: 2015.

Harmonizált munkanélküliségi ráta

A harmonizált munkanélküliségi 2020 május-júniusra megközelítette a 7 százalékot, majd 6 százalék körül mérséklődött.

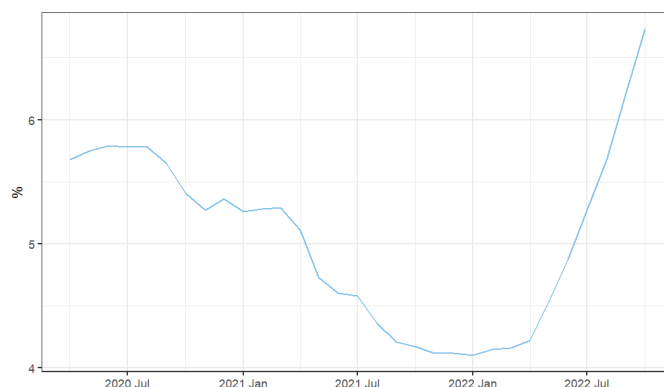


Ábra 5 Harmonizált munkanélküliségi ráta Forrás: Saját szerkesztés



Vegyes kamatozású, lejben felvett lakáshitelek kamatlába

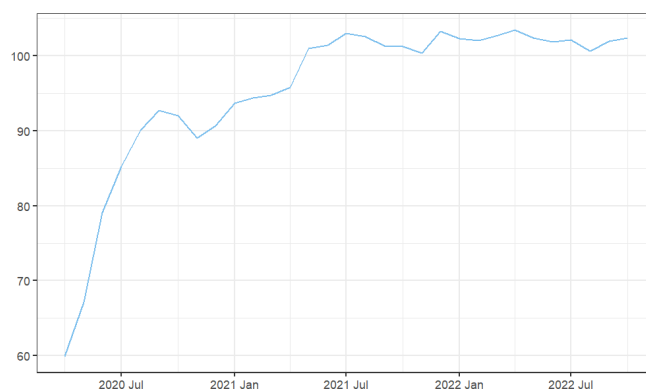
Romániában 2019 májusa és 2020 áprilisa között az újonnan, lejben felvett, lakossági jelzáloghitelek 78-79 százaléka változó kamatozású volt (BNR, 2020) 1-5 év fix kamatozású periódussal. Ezért az általam használt kamatláb az említett hitelek kamatlába.



Ábra 6 Hitelkamatláb Forrás: Saját szerkesztés

Gazdasági hangulatindex

Az Európai Unióban számolt bizalmi indexet vagy gazdasági hangulatindexet a vállalatok és fizikai fogyasztók felmérése alapján számolják ki, a válaszokat súlyozzák. Lefedett ágazatok: ipar (súly 40%), a szolgáltatások (30%), a fogyasztók (20%), a kiskereskedelem (5%), építőipar (5%). Skálázása a következő módon értelmezhető: 100 felett pozitív, alatta negatív a gazdasági várakozás. A romániai gazdaság állapotának proxyváltozója.



Ábra 7 Gazdasági hangulatindex Forrás: Saját szerkesztés

A 7. ábrából jól látszik, hogy az index a járvány kezdetén mélyponton volt, a gazdaságba vetett bizalom a semlegesnek számító 100 százalékhöz képest 60 százalékon áll. A bizalom Romániában csak 2021 harmadik felétől áll helyre, ám a pozitív kilátások ezt követően nagyon visszafogottak, alig haladják meg 1-2 százalékkal a semlegesnek számító 100 százalékot.