

Influencing factors of housing transaction volumes in Romania during the Covid-19 pandemic

MÓNIKA OBOROCEA

During the COVID-19 pandemic, which coincided with an increase in the number of new infections, the volume of housing transactions in Romania increased. This study examines the factors that contributed to this increase from April 2020 to October 2022. The panel regression results show that the unemployment rate had the strongest negative effect on changes in the transaction volume. The number of transactions was also negatively affected by the interest rate on home loans in RON and the construction cost index. The results indicate that, during the pandemic, transaction volumes followed the economic sentiment index trends directly. This suggests that the sentiment index could be an effective predictor of transaction volumes. However, no significant relationship was found between the volume of housing transactions and real net wages. One possible reason for this is that, due to government measures (such as technical unemployment), the average real net wage in Romania did not decrease during the studied period.

Keywords: COVID-19, real estate, housing transaction volume.

JEL codes: R21, C23.

A lakástranzakciók volumenét befolyásoló tényezők Romániában a Covid-19-világjárvány alatt

OBOROCEA MÓNIKA¹

A Covid-19-világjárvány alatt Romániában az új fertőzési esetszámok növekedésével nőtt a lakások tranzakciós volumene. A tanulmány azt vizsgálja, hogy mi állhat ennek a növekedésnek a hátterében a 2020 áprilisa és 2022 októbere közötti periódusban. A panelregresszió eredményei azt mutatják, hogy a tranzakciós volumen változására a legerősebben a munkanélküliségi ráta hatott, a kapcsolat iránya negatív. Az adásvételek számát a lejben folyósított lakáshitelek kamatlába és az építkezési költségindex is befolyásolta, a kapcsolatok iránya szintén negatív. Az eredmények azt mutatják, hogy a járvány ideje alatt a tranzakciós volumen követte a gazdasági hangulatindex mozgását a két változó közötti egyenes irányú kapcsolaton keresztül, tehát a hangulatindex hatékony előrejelzője lehet a kereskedési volumennek. A lakások tranzakciós volumene és a nettó reálbér között nem sikerült szignifikáns kapcsolatot kimutatni. Ennek egyik lehetséges oka, hogy a kormányzati intézkedéseknek köszönhetően (például technikai munkanélküliség) nem csökkent szignifikánsan a vizsgált időszakban az átlagos nettó reálbér Romániában.

Kulcsszavak: Covid-19, ingatlanpiac, lakások tranzakciós volumene

JEL kódok: R21, C23

Bevezetés

Korábbi gazdasági válságokhoz képest szokatlan jelenség zajlott le a Covid-19-világjárvány alatt Romániában, ahol a romló gazdasági mutatók ellenére jelentősen nőtt a lakások tranzakciós volumene 2020 és 2022 között. A növekvő munkanélküliségi rátával és a csökkenő GDP-vel egy időben a lakások tranzakciós volumene 2020-ban éves szinten 8 százalékkal volt nagyobb 2019-hez képest, még úgy is, hogy 2020 második negyedévében 28 százalékos csökkenést jegyzett az Országos Kataszteri és Ingatlan-nyilvántartási Hivatal (ANCP, Agenția Națională de Cadastru și Publicitate Imobiliară) 2019 hasonló negyedévéhez képest. Ez azt jelenti, hogy lakások adásvétele 2020 negyedik negyedévében közel 40 százalékkal volt nagyobb az előző év hasonló negyedévéhez viszonyítva. A növekvő trend 2021-ben és 2022-ben is folytatódott.

¹ MSc-hallgató, Babeș-Bolyai Tudományegyetem, Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi Kar, e-mail: monika.oborocea@stud.ubbcluj.ro.

A növekvő tranzakciók jelentős részét ráadásul a lakosság hitelből finanszírozta a Román Nemzeti Bank (RNB) adatai szerint. A lakásvásárlásra felvett, lejben folyósított lakáshitelek 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 meg, 13 százalékkal több lakáshitelt vettek fel a háztartások az előző évhez képest úgy, hogy 2022 végére a romániai fogyasztói árindex megközelítette a 16 százalékot éves szinten. A központi bank jelentése (RNB 2022) szerint 2022. január és szeptember közötti periódusban a háztartások a lakások adásvételi tranzakcióinak 38 százalékát finanszírozták hitelből.

Jelen tanulmány azt vizsgálja, mi áll ennek a gazdaságilag kedvezőtlen környezetben bekövetkező lakásadásvételi növekedésnek a háttérében. A kutatás egyediségét az adja, hogy ez idáig még nem született olyan kutatás, amely ökonometriai modellekkel vizsgálta volna a romániai lakások tranzakciós volumenének alakulását a Covid-19-világjárvány alatt. Jelen kutatás R statisztikai programban RStudio integrált fejlesztői környezetben végzett ökonometriai becslésen és teszteken alapszik. A kutatási téma nemcsak az ingatlanközvetítő irodák számára bírhat kiemelkedő fontossággal, hanem a lakosság számára is, a romániaiak 95 százaléka ugyanis saját lakásban él az Eurostat legfrissebb, 2022-es adatai szerint (Eurostat 2023). Ezzel élen járunk az Európai Unióban, az uniós átlag 69 százalék.

A szakirodalmi áttekintés után az adatok és azok leíró statisztikai jellemzői következnek, majd a módszertan. Az eredmények elemzése után a következtetések levonásával zárul a tanulmány.

Szakirodalmi áttekintés

A szakirodalom a lakások adásvételi volumenét a Covid-19-világjárvány alatt a következő fontosabb változók szerint vizsgálja: új fertőzési esetszámok, inflációs ráta (építkezési költségindex), hitelkamatláb, gazdasági hangulatindex, munkanélküliségi ráta és jövedelem.

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 visszatartották a háztartásokat a fogyasztástól (Pichler et al. 2020; Baker et al. 2020), így a lakásadásvételtől is, 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 ingatlan-adásvételek kivétel nélkül csökkentek akkor, amikor a járvány megfékezése érdekében hatósági lezárásokat (lockdown) vezettek be, ám a lockdown után növekedni kezdtek (Liu–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 (Gamber et al. 2023).

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 külfölditőke-befektetéseket befolyásoló gazdasági tényezőket vizsgálta egy svéd ingatlanügynökség, a Newsec 2016-os tranzakciós adatain. Az eredményeik alapján magas inflációs környezetben az ingatlanpiacon történő közvetlentőke-befektetések fedezeti ügyletként szolgálnak a pénz fizetőértékének elértéktelenedésével szemben.

Az infláció és a tranzakciós volumen fordított irányú kapcsolata több csatornán keresztül érvényesül. Follain (1982) kimutatta, hogy a magas inflációs ráta növeli a nominális kamatlábakat, ezzel együtt a jelzáloghitelek nominális törlesztőrészetét is. Dekimpe és van Heerde (2023) szerint ez oda vezet, hogy kevesebb háztartás engedheti meg magának a hitelfelvételt, és így csökken a lakástranzakciók száma. Ez a jelenség zajlott az európai ingatlanpiacon a Covid-19-világjárvány idején, amikor 2021–22-ben a magas infláció arra kényszerítette a központi bankokat, hogy növeljék az alapkamatot (EKB 2023). Ennek hatására a jelzáloghitel-kamatlábak 2022-ben a legtöbb európai országban megduplázódtak, Finnországban, Szlovákiában, Svájcban, 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 kapcsolatban áll a tranzakciós volumennel (Ortalo-Magné–Rady 2004). Valderrama et al. (2023) arra mutattak rá, hogy a változó kamatozású jelzáloghitelek esetében a háztartások reáljövedelmének csökkenése és a jelzáloghitel-kamatlábak emelkedése növeli a hitelfelvevők nemfizetési kockázatát, ez utóbbi negatívan hat a bankok tőkéjére, amelynek következtében csökken a kihelyezett hitelek volumene.

Az infláció alakulását követő építkezési költségindexről Meen (2002) amerikai és brit adatsorokon bizonyította be, hogy fordított kapcsolatban áll a lakás-

árakkal, a növekvő árak pedig csökkenő kereslethez vezetnek (Stein 1995; Andrew–Meen 2003; Akkoyun et al. 2013).

A munkanélküliségi ráta hatása a lakások tranzakciós volumenére nem egyértelmű. Gan et al. (2018) úgy találták, hogy a munkanélküliségi ráta növekedése magasabb lakásárakhoz és kevesebb adásvételi tranzakcióhoz vezetett Texas állam ingatlanpiacán. A szerzők rámutattak, hogy a munkanélküliségi ráta növekedése a keresleti és a kínálati oldalon is befolyásolja az ingatlanpiac méretét: a keresleti oldalon pénzügyi korlátként szolgál és csökkenti a vevők számát, kínálati oldalon a növekvő munkanélküliségi ráta miatt az eladók kivárnak a tranzakcióval, tudva, hogy csökken a kereslet. A munkanélküliségi ráta és a tranzakciós volumen fordított irányú kapcsolatát igazolták Clayton et al. (2008) is, a lakásárak és a munkanélküliségi ráta egyenes irányú kapcsolatát pedig a következőképpen magyarázták: a munkanélküliségi ráta növekedésének hatására az eladók maguk is pénzügyi nehézségekkel küszködnek, így megemelik az ingatlanok árát.

Slavata (2021) a fentiekkel ellentétben rámutatott, hogy a munkanélküliség növekedésével az eladásra vagy bérletre kínált lakások száma megnövekszik, mivel a szűkös munkaerő-kínálat miatt megnő az álláskeresők költözési szándéka. A szerző szerint a munkaerőpiacon bekövetkező változások valós időben hatnak a lakáspiacra.

Több tanulmány foglalkozott a gazdasági hangulatindexszel, mint a GDP alakulásának proxy változójával (Guzmán 2009). Kitarar (2021) tanulmánya oroszországi, 1998–2020 közötti adatokon mutatta ki, hogy a bruttó hazai termék (GDP) és a gazdasági hangulatindex szorosan együtt mozognak.

A gazdasági hangulatindex és az adásvételek volumene közötti egyenes irányú kapcsolat nem vitatott. Białowolski (2019) tanulmányában a gazdasági hangulatindex és a lengyel háztartások pénzügyi döntései közötti kapcsolatot vizsgálva rámutatott, hogy a háztartások hitelezési és megtakarítási magatartását a fogyasztói 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 cikkekre, beleértve a lakásvásárlást is. Ez a következtetés megegyezik Lamdin (2008) megállapításával, miszerint a rulírozó hitelek általában a fogyasztói hangulat növekedésével együtt nőnek. Hui és Wang (2014) bebizonyították, hogy mivel az ingatlankeresletet részben a piaci szereplők hangulata vezérli, ezért a piaci hangulatindex hatékony előrejelzője lehet az árak, illetve a kereskedési volumennek.

Nagyon kevés olyan romániai adatokat feldolgozó tanulmány jelent meg, amely ökonometriai modellekkel vizsgálja a lakások adásvételi volumenét.

Enăchescu és Bănică (2019) lineáris regresszióval becsülték az ingatlan-adásvételek alakulását Romániában 2009–2018 között. A szerzők becslésében a magyarázó változók az állandó lakhellyel rendelkező lakosság száma, a jövedelem és az egy főre jutó GDP voltak. A szerzőknek bár nem sikerült lineáris kapcsolatot kimutatni a változók között, a tranzakciós volumen leíró statisztikai jellemzőin keresztül sikerült beazonosítani a növekedési és csökkenési trendeket.

Ion et al. (2021) szintén a leíró statisztikai jellemzők segítségével 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 ideje alatt.

Az adásvételeken kívül néhány tanulmány az ingatlanárakat elemezte. Moșan et al. (2020) azt vizsgálták, hogy 2014–2019 között hogyan befolyásolta a lakásárakat az ingatlanvásárlásra nyújtott lakossági hitelek száma és a lakosság jövedelmének nagysága. Az eredmények szerint mindkét változó befolyásolja a lakásárakat, ám a tanulmány arra nem ad választ, hogy milyen csatornákon keresztül érvényesül a magyarázó változók hatása. A szakirodalmi áttekintés összefoglalása a 1. táblázatban található.

1. táblázat: A szakirodalmi áttekintő összefoglaló táblázata

Szerző	Év	Vizsgált régió	Kimutatott hatások
A Covid-esetszámok hatása a lakások adásvételi számára			
Pichler et al.	2020	UK	A növekvő Covid-esetszámok, a fertőzéstől való félelem, a távolságtartásra vonatkozó szabályok visszatartották a háztartásokat a fogyasztástól, a lakásadásvételtől.
Baker et al.	2020	USA	
Diamond et al.	2022	USA	A járvány miatti bezártság és a sűrűn lakott településeken a betegség terjedésének üteme felülírta a lakáskeresletre és -kínálatra vonatkozó negatív nyomást.
Gallent et al.	2023	UK	
Liu–Tang	2021	Kína	Az ingatlan-adásvételek kivétel nélkül csökkentek akkor, amikor a járvány megfékezése érdekében hatósági lezárásokat (lockdown) vezettek be, ám a lockdown után növekedni kezdtek.
Tsai et al.	2022	Kína	
Gamber et al.	2023	USA	
Ion et al.	2021	Románia	Leíró statisztikai jellemzők segítségével vizsgálták a 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 lezárások ideje alatt.

Szerző	Év	Vizsgált régió	Kimutatott hatások
Az infláció és a háztartások jövedelmének hatása a lakások adásvételi számára			
Malmström–Schultz	2017	Svédo.	Magas inflációs környezetben az ingatlanpiacon történő közvetlentőke-befektetések fedezeti ügyletként szolgálnak a pénz fizetőértékének elértéktelenedésével szemben.
Follain	1982	USA	Az infláció és a tranzakciós volumen fordított irányú kapcsolata több csatornán keresztül érvényesül. A magas inflációs ráta növeli a nominális kamatlábakat. Ez oda vezet, hogy kevesebb háztartás engedheti meg magának a hitelfelvételt, és így csökken a lakások adásvételi száma.
Dekimpe–van Heerde	2023	OECD	
EKB	2023	Európa	
Meen	2002	UK – USA	Az infláció alakulását követő építkezési költségindexről bebizonyították, hogy fordított kapcsolatban áll a lakásárakkal. A növekvő árak pedig csökkenő kereslethez vezetnek.
Stein	1995	USA	
Andrew–Meen	2003	UK	
Akkoyun et al.	2013	USA	
Ortalo–Magné–Rady	2004	UK	A magas infláció reálértéken csökkenti a háztartások rendelkezésre álló jövedelmét, a csökkenő jövedelem pedig egyenes irányú kapcsolatban áll a tranzakciós volumennel.
Valderrama et al.	2023	30 európai ország, köztük Románia	A változó kamatozású jelzáloghitelek esetében a háztartások reáljövedelmének csökkenése és a jelzáloghitel-kamatlábak emelkedése növeli a hitelfelvevők nemfizetési kockázatát, ez utóbbi negatívan hat a bankok tőkéjére, aminek következtében csökken a kihelyezett hitelek volumene.
Enăchescu–Bănică	2019	Románia	Az állandó lakhellyel rendelkező lakosság számának, a jövedelemnek és egy főre jutó GDP-nek a hatását vizsgálták az ingatlan-adásvételek alakulására. A szerzőknek bár nem sikerült kapcsolatot kimutatni a változók között, a tranzakciós volumen leíró statisztikai jellemzőin keresztül sikerült beazonosítaniuk a növekedési és csökkenési trendeket.
Moroşan et al.	2020	Románia	Azt vizsgálták, hogy 2014–2019 között hogyan befolyásolta a lakásárakat az ingatlanvásárlásra nyújtott lakossági hitelek száma és a lakosság jövedelmének nagysága. Az eredmények szerint mindkét változó befolyásolja a lakásárakat, ám a tanulmány arra nem ad választ, hogy milyen csatornákon keresztül érvényesül a magyarázó változók hatása.
A munkanélküliségi ráta hatása a lakások tranzakciós volumenére			
Gan et al.	2018	USA	A munkanélküliségi ráta növekedése magasabb lakásárakhoz és kevesebb adásvételi tranzakcióhoz vezet.
Clayton et al.	2008	USA	

Szerző	Év	Vizsgált régió	Kimutatott hatások
Slavata	2021	Cseho.	A munkanélküliség növekedésével az eladásra vagy bérlésre kínált lakások száma megnövekszik, mivel a szűkös munkaerő-kínálat miatt megnő az álláskeresőket költözési szándéka.
A gazdasági hangulatindex hatása a lakások adásvételének volumenére			
Kitrar	2021	Oroszo.	A bruttó hazai termék (GDP) és a gazdasági hangulatindex szorosan együtt mozognak.
Guzmán	2009	USA	Mivel az ingatlankeresletet részben a piaci szereplők hangulata vezérli, ezért a piaci hangulatindex hatékony előrejelzője lehet az árak, illetve a kereskedési volumennek.
Hui–Wang	2014	Hong Kong	Ha nő a fogyasztói bizalom, nő a háztartások hajlandósága, hogy hitelt vegyenek fel tartós fogyasztási cikkekre, beleértve a lakásvásárlást is.
Lamdin	2008	USA	A rülőző hitelek általában a fogyasztói hangulat növekedésével együtt nőnek.

USA: Amerikai Egyesült Államok; UK: Egyesült Királyság

Forrás: Saját szerkesztés

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 igyekszik pótolni.

A szakirodalom alapján a tanulmányban megfogalmazott hipotézisek a következők:

H1: A romániai lakások adásvételi volumenére pozitív hatással vannak a Covid-esetszámok.

H2: A romániai lakások adásvételi volumenére negatív hatással van az inflációs ráta.

H3: A romániai lakások adásvételi volumenére negatív hatással vannak a lakáshitelek kamatlábai.

H4: A romániai lakások adásvételi volumenére negatív hatással van a munkanélküliségi ráta.

H5: A romániai lakások adásvételi volumenére pozitív hatással van a háztartások jövedelme.

H6: A romániai lakások adásvételi volumenére pozitív hatással van a gazdasági hangulatindex.

Adatok és módszertan

Adatok és leíró statisztikai jellemzők

A becslt modellben a függő változó az ANCPi által közzétett lakások havi adásvételi száma. A magyarázó változó az új fertőzési esetszám, a kontrollváltozók pedig az országos átlagos nettó reálbér, az építkezési költségindex, a változó kamatozású lejalapú lakáshitelek kamatlába, a harmonizált munkanélküliségi ráta és a gazdasági hangulatindex (a GDP proxy változója).

Vizsgált időszak a 2020 áprilisa és 2022 októbere közötti periódus. A kiválasztott időszakot az adatok hozzáférhetősége indokolja: az Országos Közegészségügyi Igazgatóság az új fertőzési esetszámokra vonatkozó megyei szintű havi folytonos adatokat 2020 áprilisa és 2022 októbere között tette közzé.

Annak érdekében, hogy a megyei bontású adatok összehasonlíthatóak legyenek, a tranzakciós volumen és a Covid-esetszámok változók transzformációjára volt szükség. Ennek megfelelően a lakások tranzakciós volumenére vonatkozó havi megyei szintű adatokat 1000 főre volt észszerű vetíteni az 1-es képlet alapján. A megyék lakosságának számát az Országos Statisztikai Hivatal 2021-es népszámlálási adatai adták.

$$T_TRANS_UNIT = \frac{\text{havi tranzakciós volumen az adott megyében}}{\text{megye lakosság száma}} * 1000 \quad (1)$$

Ugyanígy jártam el az új fertőzési esetszámok változónál, az 1-es képlethez képest a havi tranzakciós volument cseréltem fel a havi új fertőzési esetszámmal az adott megyében. Az 1. és a 2. ábrán látható adatok a vizsgált periódusra vetített megyei átlagot mutatják.

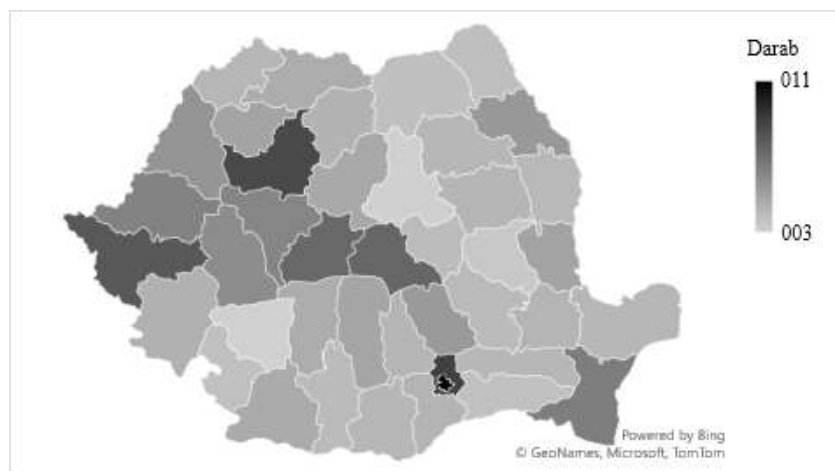
A többi változóról készült ábrák a mellékletben tekinthetők meg. A 2. táblázatban a vizsgált változók összefoglalója látható.

A változók leíró statisztikai jellemzőinek összefoglalója a 3. táblázatban vehető szemügyre, a megfigyelések száma 1302. A tranzakciós volumen és a Covid-esetszámok esetében a medián és az átlag között jelentős az eltérés, a szórás pedig nagy. Mivel e két változónál az értékek nem követnek normális eloszlást, panelregressziós modelleknél „within” becslésre van szükség (Bramati–Croux 2007). A jövedelem, a munkanélküliségi ráta, a hitelkamatlábak, az építkezési költségindex és a gazdasági hangulatindex változók a medián és az átlag értékei alapján normális eloszlást követnek.



Forrás: Saját szerkesztés

1. ábra: Ezer lakosra jutó lakásadásvételek volumene megyei bontásban átlagolt adatok alapján. Vizsgált periódus: 2020 áprilisa és 2022 októbere közötti időszak



Forrás: Saját szerkesztés

2. ábra: Ezer lakosra jutó új fertőzések száma megyei bontásban átlagolt adatok alapján. Vizsgált periódus: 2020 áprilisa és 2022 októbere közötti időszak

2. táblázat: Vizsgált változók (havi adatok)

Változó neve	Rövidítés	Magyarázat	Forrás
Ezer lakosra jutó lakásadásvétel volumene	T_TRANS_UNIT (darab)	1000 lakosra jutó adásvétel száma az adott megyében és az adott hónapban.	Országos Kataszteri és Ingatlan-nyilván tartási Hivatal
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
Nettó átlagjövedelem	WAGE_H (1000 RON)	Az Országos Statisztikai Hivatal által kiszámított havi átlagos nettó bér.	Országos Statisztikai Hivatal
Építkezési költségindex	CCI (%)	Deflátorindex, az építési költségek egyik időszakról a másikra történő alakulását méri. Bázisév 2015.	Országos Statisztikai Hivatal (CNS107C)
Változó kamatozású lejalapú lakáshitelek kamatlába	F2_INT_RATE (%)	Háztartásoknak nyújtott, lejben felvett lakáshitelek kamatlába. Fix kamatozás periódusa: 1-5 év.	Román Nemzeti Bank (N14RL_CNGI5A)
Harmonizált munkanélküliségi ráta	UNEMP_RATE (%)	A ráta a munkanélküli személyek számának a munkaerőhöz viszonyított arányát adja meg a Nemzetközi Munkaügyi Szervezet definíciója alapján. A munkaerő a 25–74 éves foglalkoztatott és munkanélküli személyek száma. Az adatok szezonálisan kiigazítottak.	Eurostat (EI_LMHR_M_custom_7124140)
Gazdasági hangulatindex (ESI)	SENT_ECON (%)	Bizalmi index. Vállalatok és fizikai személyek felmérése alapján számolják ki. Lefedett ágazatok: ipar (súlya 40%), szolgáltatások (30%), fogyasztók (20%), kiskereskedelem (5%), építőipar (5%). Skálázása a következő módon értelmezhető: 100 felett pozitív, alatta negatív a gazdasági várakozás. A gazdaság állapotának proxy változója.	Eurostat (EI_BSSI_M_R2_custom_7124049)

Forrás: Saját szerkesztés

3. táblázat: Leíró statisztikák

Változók	Átlag	Medián	Szórás	Minimum	Maximum
T_TRANS_UNIT	4,810	2,380	6,710	0,000	74,850
T_COVID_19	0,530	0,380	0,490	0,020	3,370
WAGE_H	3,150	3,040	0,500	2,330	5,490
UNEMP_RATE	5,830	5,700	0,430	5,100	6,900
F2_INT_RATE	5,040	5,260	0,710	4,100	6,730
CCI	156,330	155,600	18,260	133,700	187,100
SENT_ECON	95,480	101,000	10,370	59,900	103,400

Forrás: Saját szerkesztés

A változók közötti lineáris kapcsolatok előzetes feltárása, illetve a magyarázó változók közötti multikollinearitás elkerülése érdekében számolt Pearson-féle korrelációs együtthatók értékei a 4. táblázatban láthatók.

4. táblázat: Pearson-féle korrelációs együtthatók

	T_TRANS_UNIT	T_COVID_19	WAGE_H	CCI	UNEMP_RATE	F2_INT_RATE	SENT_ECON
T_TRANS_UNIT							
T_COVID_19	0,288***						
WAGE_H	0,671***	0,197***					
CCI	0,129***	0,103***	0,334***				
UNEMP_RATE	-0,181***	-0,005	0,163***	-0,644***			
F2_INT_RATE	-0,125***	-0,323***	-0,025	-0,294***	0,452***		
SENT_ECON	0,211***	0,194***	0,212***	0,691***	-0,787***	-0,496***	

Megjegyzés: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Forrás: Saját szerkesztés

Módszertan

Mivel egyszerre vannak keresztmetszeti és idősoros megfigyelések, a hipotézisek elvetéséhez vagy megtartásához a szakirodalom elsősorban a panelregressziós modelleket javasolja (Phillips–Han 2019; Yilmazkuday 2023).

A panelregressziós modellek becslésének lépései (Baltagi 1998):

- a változók stacionaritásának vizsgálata (Dickey–Fuller 1981),

- modellek becslése (egyesített legkisebb négyzetek, fix hatású, véletlen hatású modellek),
- modellek közötti döntés F teszt, Breusch–Pagan Lagrange Multiplier teszt, illetve Hausman- (1978) teszt segítségével,
- modelldiagnosztikai tesztek (keresztmetszeti függőség, autokorreláció, heteroszkedaszticitás).

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

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

ahol α konstans, Y_{it} függő változó, t idődimenzió, i keresztmetszeti dimenzió, X_{it} független változó, β_1 független változó együtthatója, ε_{it} a teljes regresszióra vonatkozó hibateg, $i = \overline{1, N}$.

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

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

ahol u_i nem megfigyelhető, csoportra vonatkozó hibateg, i csoport vagy keresztmetszeti dimenzió, $i = \overline{1, N}$.

Ha nincs kapcsolat u_i és X_{it} között, akkor a véletlen hatású modell alkalmazható. A véletlen hatású modell előnyösebb lehet, ha a csoportok közötti különbségek véletlenszerűek (Bell–Jones 2015). Az egyénenként eltérő, de időben állandó véletlen hatásokat becselő modell általános képlete:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 X_{it} + (u_i + \varepsilon_{it}), \quad (4)$$

Modellszelekciós tesztek a Hausman- (1978) teszt, illetve F-teszt (Baltagi 1998). A Hausman-teszt a fix hatású és a véletlen hatású modellek közötti választást segíti, hipotézisei:

H_0 : Nincs kapcsolat u_i és X_{it} között, ezért a véletlen hatású modell konzisztens.

H_1 : Van kapcsolat u_i és X_{it} között, vagyis a fix hatású modell konzisztens.

Az F-teszt a POLS- és a fix hatású modell közötti választást könnyíti meg, hipotézisei:

H_0 : A POLS-modell konzisztens.

H_1 : A fix hatású modell konzisztens.

A kiválasztott modell diagnosztikai tesztjei közé tartoznak a csoportok közötti függetlenségtesztek (Breusch–Pagan LM-teszt, illetve Pasaran CD teszt), a hibatagok autokorrelációjára vonatkozó tesztek (Breusch–Godfrey/Wooldridge-teszt), a hibatagok homoszkedaszticitására vonatkozó tesztek (Breusch–Pagan-teszt).

Eredmények

A változók stacionaritásának vizsgálatához Choi (2001) Pure tesztet használ, amely paneladatbázis esetén vizsgálja az egységgyök meglétét. A Pure tesztbe több tesztelési eljárás is beépíthető, ilyen például a Maddala–Wu (1999) vagy a Levinlin (Levin et al. 2002). Mindkét eljárás a kiterjesztett Dickey–Fuller- (Augmented Dickey–Fuller-, ADF-) teszten alapul. Választott késleltetettek száma 1 év, azaz 12 hónap. A változók stacionaritására vonatkozó Pure teszt eredményei az 5. táblázatban láthatók.

5. táblázat: Stacionaritás vizsgálata

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

Forrás: Saját szerkesztés

A becslt POLS, a fix hatású és véletlen hatású modellek globális F-próba eredményei (lásd 6. táblázat) szerint mindhárom modell létezik. A korrigált R^2 azt mutatja meg, hogy a független változók együttesen hány százalékban magyarázzák a lakások adásvételi volumenének varianciáját.

Mivel létezik a POLS-modell, a magyarázó és a kontrollváltozók közötti multikollinertás elemzésére VIF (Variance Inflation Factor, varianciát infláló faktort) mutatót kell számolni, amelynek eredményei a következő táblázatban láthatók. A VIF-értékek alapján minden változó maradhatott a becslésben.

6. táblázat: Globális F-próba eredményei

Modellek	F próba p-értéke	Korrigált R^2	Eredmény
OLS	0,000	0,520	A modell létezik
Fix hatás	0,000	0,250	A modell létezik
Véletlen hatás	0,000	0,250	A modell létezik

Forrás: Saját szerkesztés

7. táblázat: VIF-értékek

Változók	VIF	Eredmény
T_COVID_19	1,270	Nincs multikollinearitás
WAGE_H	1,180	Nincs multikollinearitás
UNEMP_RATE	3,080	Nincs multikollinearitás
F2_INT. RATE	1,530	Nincs multikollinearitás
CCI	2,190	Nincs multikollinearitás
SENT_ECON	3,500	Nincs multikollinearitás

Forrás: Saját szerkesztés

A kiigazított R^2 alapján a POLS a három közül a legjobb modell, ám a modellszelekciós tesztek mást mutattak. Az F-teszt, illetve a Hausman-teszt eredménye szerint a fix hatású modell a legmegfelelőbb a becsléshez.

Mivel az adatbázisban két változó esetén (az ezer főre jutó új fertőzések esetek száma, illetve az ezer főre jutó lakások tranzakciós volumene) nagyon heterogének a megfigyelések, és vannak kiugró értékek, amelyek jelentős eltéréseket okozhatnak a valós paraméterektől, ezért within becslést kell alkalmazni, amellyel a becslött paraméterek robusztussá tehetők (Bramati–Croux 2007). Az így becslött modell esetében végrehajtott t-tesztek és azok eredményei a 8. táblázatban láthatók.

8. táblázat: Fix hatású modell t-tesztjeinek eredményei

Változók	Becslött együtthatók	t-teszt p-értéke	Együtthatók standard 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

Megjegyzés: * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Forrás: Saját szerkesztés

A modelldiagnosztikai tesztek eredményei szerint a fix hatású modellben a csoportok között van keresztmetszeti függőség, a hibatagok autokorrelálnak és heteroszkedasztikusak. Mivel a modelldiagnosztikai tesztek szerint a becslült fix hatású modell eredményei torzítottak, ezért Arellano-transzformációt volt szükséges végrehajtani (Arellano–Bond 1991) és újra kellett becslülni a modellt. A transzformáció utáni t-tesztek eredményei a 9. táblázatban láthatók.

9. táblázat: Arellano-transzformáció után fix hatású modell eredményei

Változók	Becsült együtthatók	t-teszt p-értéke	Együtthatók standard 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

Megjegyzés: * p<0,05, ** p<0,01, *** p<0,001

Forrás: Saját szerkesztés

A transzformáció utáni modellben a nettó átlagbér nem lett szignifikáns, a hitelkamatláb pedig 8,15 százalékon szignifikáns, a többi változónál a szignifikanciaszint kisebb, mint 5 százalék. A becslült együtthatók előjelei alapján elmondható, hogy a lakások tranzakciós volumenére a Covid-esetszámok, illetve a gazdasági hangulatindex pozitív hatással voltak. Az adásvételek számát a munkanélküliségi ráta, a hitelek kamatlába, illetve az építkezési költségindex negatívan befolyásolta.

A fix hatású modell képlete:

$$T_TRANS_UNIT_{it} = 0,002 * T_{COVID19_{it}} - 0,066 * UNEMP_{RATE_{it}} - 0,009 * F2_{INTRATE_{it}} - 0,001 * CCI_{it} + 0,008 * SENT_ECON_{it} + \epsilon_{it}, t = 1,1302, i = 1,1302 \quad (5)$$

Következtetések

A becslült fix hatású modell eredményei azt mutatják, hogy Romániában 2020 áprilisa és 2022 októbere között, ha nőtt az új fertőzések száma, illetve a gazdasági hangulatindex, nőtt a lakásadásvétel volumene is. Ellenben, ha felfele mozdult el a változó kamatozású lejalapú lakáshitelek kamatlába, az építkezési költségindex, illetve a harmonizált munkanélküliségi ráta, ez csökkenést okozott a lakástranzakciók számában.

Az eredmények összhangban vannak Diamond et al. (2022) és Gallent et al. (2023) következtetéseivel, miszerint minél nagyobb volt a vizsgált időszakban az új fertőzések száma, annál többen vásároltak lakást. A járvány miatti bezártság és a sűrűn lakott településeken (városon) a betegség terjedésének üteme (kiegészülve fiskális és monetáris ösztönzőkkel) felülírták a lakáskeresletre és -kínálatra vonatkozó negatív nyomást Romániában.

A romániai lakástranzakciók száma fordított kapcsolatban állt a lakáshitel kamatlábalával és az építkezési költségindexszel, ez utóbbi az infláció egyik proxy változójaként viselkedik (Meen 2002; Akkoyun et al. 2013). Romániában 2020 áprilisa és 2022 októbere között az inflációs ráta növekedése nem arra ösztönözte a lakosságot jelentős részét, hogy befektetéseket eszközöljön az ingatlanpiacon, ellentétben például a svéd lakossággal (Malmström–Schultz 2017), hanem a nominális kamatlábak emelkedése oda vezetett, hogy kevesebb háztartás engedhette meg magának a hitelfelvételt, így csökkent a lakástranzakciók száma Dekimpe és van Heerde (2023) eredményeihez hasonlóan. Ez a következtetés kiemelten fontos lehet például az ingatlanközvetítő irodák, illetve az ingatlanfejlesztésekre szakosodott cégek számára, különösen akkor, ha a kormány és a központi bank gazdasági válság idején olyan intézkedéseket hoz, amelyekkel kompenzálni próbálja a lakáshitelek emelkedő kamatlábait.

A panelregressziós becslést követően elmondható, hogy a romániai lakástranzakciók száma a vizsgált időszakban fordított kapcsolatban állt a munkanélküliségi rátával Gan et al. (2018) eredményeivel összhangban, és az összes változó közül a munkanélküliségi ráta hatott a leginkább a függő változóra. Ezt a hatást érdemes olyan fizikai személyeknek is szem előtt tartaniuk, akik gazdasági válság idején lakást szeretnének venni, illetve eladni, ugyanis ha tartósan emelkedik a munkanélküliségi ráta, nagy valószínűséggel kevesebben fognak lakástranzakcióba bocsátkozni.

A lakások tranzakciós volumenének növekedését az is befolyásolta, hogy a kormány a munkavállalóknak és munkaadóknak nyújtott támogatásokkal viszonylag alacsonyan tartotta a munkanélküliségi rátát az úgynevezett technikai munkanélküliségen keresztül (a munkaadók állami kompenzáció fejében nem bocsátották el alkalmazottjaikat annak ellenére, hogy tényleges munkát nem vagy alig végeztek). A vizsgált időszakban a romániai harmonizált munkanélküliségi ráta 5,83 százalékos volt, a mutató egyetlen hónapban, 2020 júniusában érte el maximumát, a 6,90 százalékot. Ezzel szemben az Európai Unióban az Eurostat (2023) adatai szerint az átlagos harmonizált munkanélküliségi ráta 2020 második

negyedévétől egészen 2021 első negyedévének végéig tartósan 7,5 százalék vagy e feletti értéken mozgott, és mindössze a vizsgált időszak végén, 2022 első negyedévétől közelítette meg az 5,83 százalékos romániai átlagot.

Romániában a járvány ideje alatt a tranzakciós volumen követte a gazdasági hangulatindex mozgását, így a hangulatindex hatékony előrejelzője lehet a kereskedési volumennek Białowolski (2019) és Hui és Wang (2014) következtetéseivel összhangban.

Az eredmények azt mutatják, hogy a tanulmányban megfogalmazott hat hipotézisből ötöt a modellbecslést követően igazolni lehetett. Egy hipotézist (H_5 : A romániai lakástranzakciók volumenére pozitív hatással van a háztartások jövedelme) el kellett vetni, mert a nettó jövedelem és a lakástranzakciók volumene között nem sikerült szignifikáns kapcsolatot kimutatni. Ennek egyik lehetséges oka, hogy a kormányzati intézkedéseknek köszönhetően nem csökkent a vizsgált időszakban a nettó átlagbér Romániában.

A kutatás korlátai közé sorolható, hogy nem vizsgálja, hogyan hatottak a Covid-esetszámok a lakásoktól eltérő típusú ingatlanokra. Nem vizsgálja továbbá a lakásfelújítási piac viselkedését a világjárvány alatt, amely szorosan kapcsolódik a lakásértékesítéshez, lakásépítéshez. A kutatás további kiterjesztése lehet annak elemzése, hogy miként 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.

Irodalomjegyzék

- Akkoyun, H. C.–Arslan, Y.–Kanik, B. 2013. Housing prices and transaction volume. *Journal of Housing Economics* 22(2), 119–134.
- 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), 99–116.
- 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), 277–297.
- Baker, S. R.–Farrokhnia, R. A.–Meyer, S.–Pagel, M.–Yannelis, C. 2020. How Does Household Spending Respond to an Epidemic? Consumption during the 2020 COVID-19 Pandemic. *The Review of Asset Pricing Studies* 10(4), 834–862.
- Baltagi, B. H. 1998. Panel Data Methods. In: Ullah, A.–Giles, D. E. A. (szerk.) *Handbook of Applied Economic Statistics*. New York: Marcel Dekker Publishing, 291–323.

- 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* 9, 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), 133–153.
- Białowolski, P. 2019. Economic sentiment as a driver for household financial behavior. *Journal of Behavioral and Experimental Economics* 80, 59–66.
- Bramati, M. C.–Croux, C. 2007. Robust estimators for the fixed effects panel data model. *The Econometrics Journal* 10(3), 521–540.
- 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* 40, 14–40.
- Choi, I. 2001. Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance* 20, 249–272.
- Dekimpe, M. G.–van Heerde, H. J. 2023. Retailing in times of soaring inflation: What we know, what we don't know, and a research agenda. *Journal of Retailing* 99(3), 322–336.
- Diamond, W.–Landvoigt, T.–Sanchez, G. 2022. *Printing Away the Mortgages: Fiscal Inflation and the Post-Covid Housing Boom*. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=4283119, letöltve: 2023. 03. 13.
- Dickey, D. A.–Fuller, W. A. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica* 44, 1057–1072.
- Enăchescu, P. C.–Bănică, C. 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), 39–46.
- European Central Bank 2023. *Economic Bulletin Issue 5*. <https://www.ecb.europa.eu/press/economic-bulletin/html/eb202305.en.html#:~:text=Energy%20prices%20fell%20again%2C%20dropping,%2C%20from%205.8%25%20in%20May,letöltve:2023.12.12>.
- Eurostat 2023. *Housing in Europe – 2023 interactive publication*. <https://ec.europa.eu/eurostat/en/web/products-eurostat-news/w/wdn-20231130-1,letöltve:2023.11.30>.
- Follain Jr, J. R. 1982. Does Inflation Affect Real Behavior: The Case of Housing. *Southern Economic Journal* 48, 570–582.
- 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* 172, 100731.
- Gamber, W.–Graham, J.–Yadav, A. 2023. Stuck at home: Housing demand during the COVID-19 pandemic. *Journal of Housing Economics* 59, 101908.
- Gan, L.–Wang, P.–Zhang, Q. 2018. Market thickness and the impact of unemployment on housing market outcomes. *Journal of Monetary Economics* 98, 27–49.
-

Guzmán, G. 2009. Using sentiment surveys to predict GDP growth and stock returns. In: Klein L. R. (szerk.) *The Making of National Economic Forecasts*. Massachusetts: Edward Elgar Publishing, 319–348.

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

Hui, E. C.–Wan, Z. 2014. Market sentiment in private housing market. *Habitat International* 44, 375–385.

Ion, A.–Cezar-Petre, S.–Costin, C.–Elena, I.–Ovidiu, D. 2021. The Impact of COVID-19 on the Building Industry and on Real Estate Transactions in Romania. In: Dima, A. M.–Anghel, I.–Dobrea R. C. (szerk.) *Economic Recovery After COVID-19*. Bukarest: 3rd International Conference on Economics and Social Sciences, ICES 2020, 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), 7–29.

Lamdin, D. J. 2008. Does Consumer Sentiment Foretell Revolving Credit Use? *Journal of Family and Economic Issues* 29, 279–288.

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), 1–24.

Li, G.–Pengfei, W.–Qinghua, Z. 2018. Market thickness and the impact of unemployment on housing market outcomes. *Journal of Monetary Economics* 2018(98), 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* 89, 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), 631–652.

Malmström, D.–Schultz, A. 2017. *Foreign Direct Investments on the Swedish Real Estate Market: Fundamentals Impact on Foreign Transaction Volume*. <https://www.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2%3A1127714&dsid=3618>, letöltve: 2023. 12. 05.

Meen, G. 2002. The Time-Series Behavior of House Prices: A Transatlantic Divide? *Journal of Housing Economics* 11, 1–23.

Moroşan, G.–Condratov, I.–Filipciuc, L. 2020. Influencing factors on housing prices in Romania. *The USV Annals of Economics and Public Administration* 20, 115–128.

Ortalo-Magné, F.–Rady, S. 2004. Housing transactions and macroeconomic fluctuations: a case study of England and Wales. *Journal of Housing Economics* 13, 287–303.

Pedroni, P. 2001. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In: Baltagi B. H.–Fomby T. B.–Hill R. C. *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. Emerald Group Publishing, 93–130.

Phillips, P. C. B.–Han, C. 2019. Dynamic panel GMM using R. *Handbook of Statistics* 41, 119–144.

Pichler, A.–Pangallo, M.–del Rio-Chanona, R. M.–Lafond, F.–Farmer, J. D. 2020. *Production networks and epidemic spreading: How to restart the UK economy?* <https://arxiv.org/abs/2005.10585>, letöltve: 2023. 05. 07.

Román Nemzeti Bank 2022. *Raport asupra stabilității financiare*. <https://bnr.ro/PublicationDocuments.aspx?icid=19966>, letöltve: 2023. 12. 12.

Slavata, D. 2021. Estimation of Unemployment Using Changes in the Housing Market. *Public Economics and Administration* 2021, 375–382.

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), 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), 405–430.

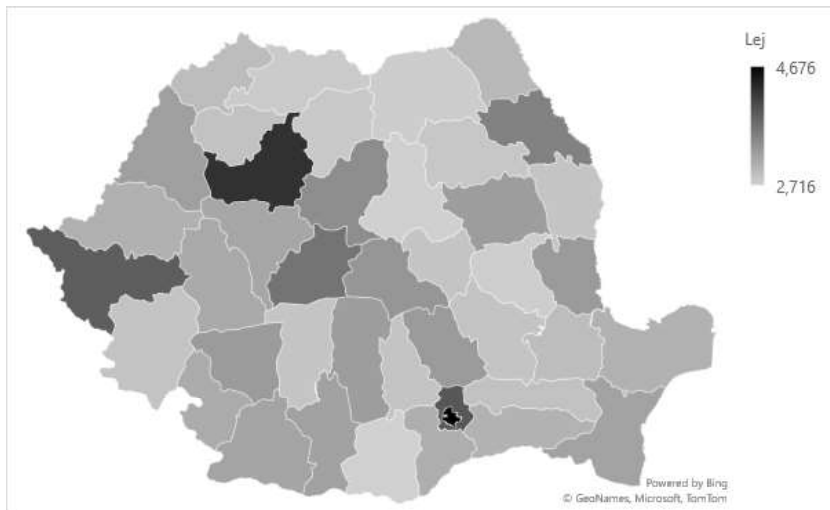
Tsai, I. C.–Chiang, Y. H.–Lin, S. Y. 2022. Effect of COVID-19 lockdowns on city-center and suburban housing markets: Evidence from Hangzhou, China. *Journal of Asian Economic* 83, 101544.

Valderrama, L.–Gorse, P.–Marinkov, M.–Topalova, P. 2023. *European Housing Markets at a Turning Point. Risks, Household and Bank Vulnerabilities, and Policy Options*. Washington, D.C.: International Monetary Fund.

Yilmazkuday, H. 2023. COVID-19 and housing prices: evidence from U.S. county-level data. *Review of Regional Research* 43, 241–263.

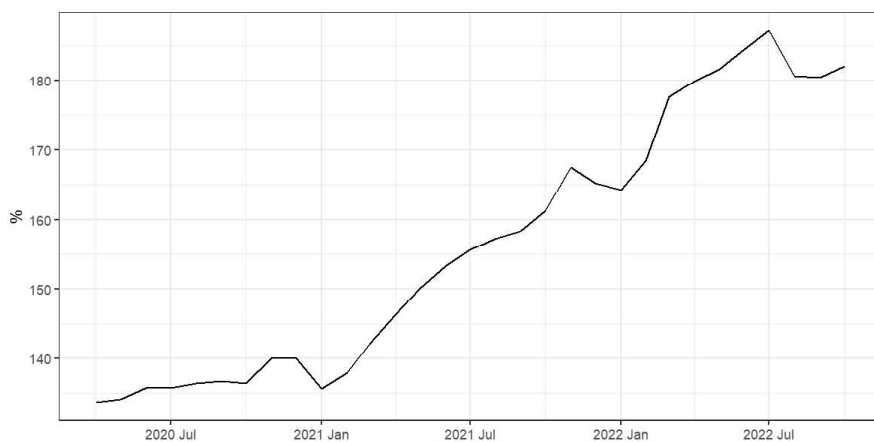
Mellékletek

1. melléklet: Nettó átlagjövedelem megyei bontásban átlagolt adatok alapján. Vizsgált periódus: 2020 áprilisa és 2022 októbere közötti időszak



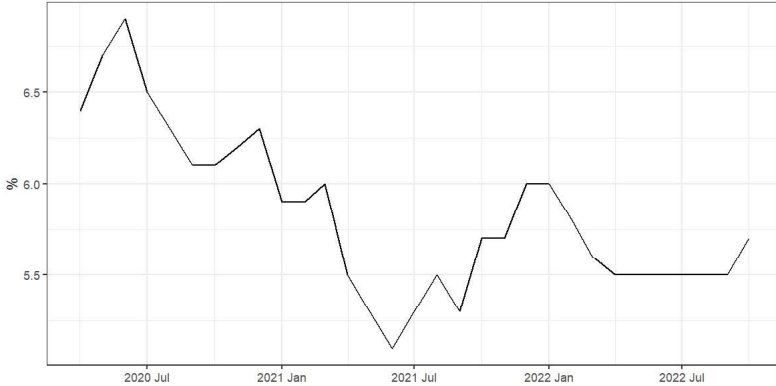
Forrás: Saját szerkesztés

2. melléklet: Építkezési költségindex. Vizsgált periódus: 2020 áprilisa és 2022 októbere közötti időszak



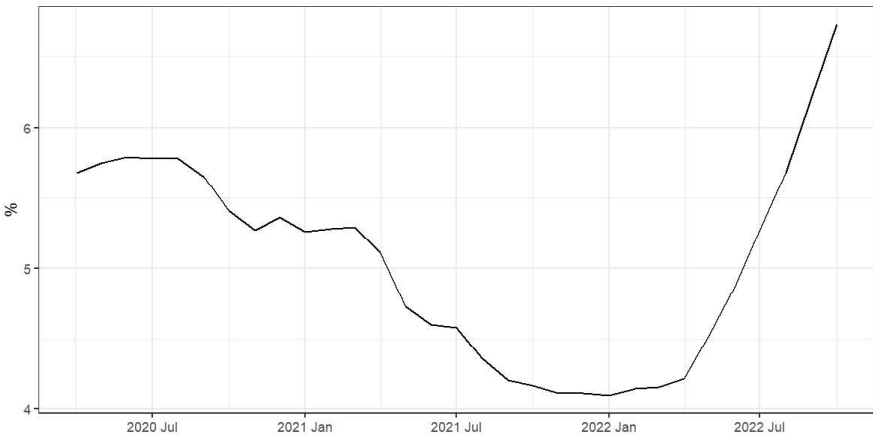
Forrás: Saját szerkesztés

3. melléklet: Harmonizált munkanélküliségi ráta. Vizsgált periódus: 2020 áprilisa és 2022 októbere közötti időszak



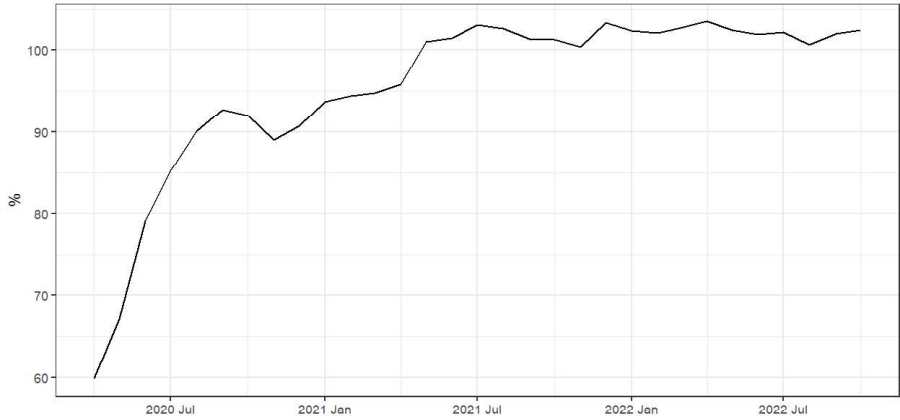
Forrás: Saját szerkesztés

4. melléklet: Változó kamatozású lejalapú lakáshitelek kamatlába. Vizsgált periódus: 2020 áprilisa és 2022 októbere közötti időszak



Forrás: Saját szerkesztés

5. melléklet: Gazdasági hangulatindex. Vizsgált periódus: 2020 áprilisa és 2022 októbere közötti időszak



Forrás: Saját szerkesztés