

ВЛИЯНИЕ НА ОСНОВНИ МАКРОИКОНОМИЧЕСКИ ФАКТОРИ ВЪРХУ ИНВЕСТИЦИИТЕ В НЕДВИЖИМИ ИМОТИ В БЪЛГАРИЯ

Д-р Благовест Илиев

Предговор

Недвижимите имоти имат съществена роля в живота и работата на хората и обществото като цяло. Те задоволяват екзистенциални потребности за подслон и дом, както и дават възможност за изпълнението на различни дейности за постигането на материални и нематериални цели. Недвижимата собственост е от основно значение за пазарната икономиката. В България недвижимите имоти се възприемат като сигурно убежище на вложените средства и са предпочитан актив за инвестиция. Пазарът на недвижими имоти е един от най-динамично развиващите се в България. През 2003 г. със специален закон се установяват нормативните параметри за функционирането на инвестиционни фондове, специализирани в инвестициите и управлението на недвижими имоти, което бележи началото на този вид дружества в България – акционерни дружества със специална инвестиционна цел (АДСИЦ). Следователно на българския пазар има възможност за осъществяване на два типа инвестиции в недвижими имоти – преки и косвени.

Ефектът от глобалната криза през 2007 г. се разпростира извън сектора на недвижимите имоти и засяга икономиката като цяло, което разкрива значимостта на пазара на недвижими имоти на макроикономическо ниво. Значимостта на недвижимите имоти се потвърждава и от факта, че те съхраняват в себе си значителна част от националното и световното богатство. В световен мащаб тяхната стойност надхвърля общата стойност на инвестициите в акции и облигации, като над 62% от богатството е съсредоточено в недвижими имоти (Savills 2023). България е в челните места в Европа по собственост, като над 85% от населението живее в собствен имот (Eurostat 2023).

Изследването е свързано с капиталовата възвръщаемост от инвестиции в недвижими имоти в България и се фокусира върху взаимодействието между селектирани макроикономически фактори и преките и косвени инвестиции. Като представителен вид недвижим имот за пряка инвестиция е разгледан жи-

лицният тип. Това е най-масовият вид недвижим имот в страната, което позволява използването на данни на национално ниво, съответстващи на данните за макроикономическите показатели. Също така наличността и надеждността на данните относно цените на жилищни имоти превъзхожда тези за другите видове имоти, тъй като жилищните цени се проследяват от Националния статистически институт и Евростат. Индексът BGREIT е секторен индекс, отразяващ измененията на цените на ценните книжа, издадени от АДСИЦ дружества на БФБ, които представляват възможностите за косвени инвестиции в недвижими имоти в страната. Данните за индекса на реалните цени на жилищата започват от 2005 г., а индексът BGREIT е създаден през месец септември 2007 г. Така времевият период на анализ върху преките инвестиции е от 2005 до 2023 г., а за косвените инвестиции е от септември 2007 до 2023 г.

Глава първа

Инвестиции в недвижими имоти и връзката им с основни макроикономически фактори

1.1. Взаимодействие на основни макроикономически фактори с цените на инвестиционните активи

Пазарът на недвижими имоти има цикличен характер. Той преминава през четири основни фази – фаза на растеж, последвана от върхова фаза, когато се постигат най-високи ценови равнища и икономическа активност. Следващата фаза е на спад или свиване, която се характеризира със свръхпредлагане, спад на цените и икономическата активност, последвана от достигане на ценово дъно и започване на възстановяване (Mueller 1995).

Връзката между пазара и икономиката се осъществява през няколко основни механизма:

- Икономическа активност – на макроикономическо ниво икономическият растеж води до по-висока заетост и доходи, което увеличава потреблението и търсенето, включително и на недвижими имоти. Икономическата рецесия води до обратното – увеличение на безработицата и намаляване на търсенето.
- Лихвени равнища и кредитна достъпност – централните банки променят лихвените равнища, за да влияят на икономическата циклич-

ност. В периоди на рецесия по-ниските лихвени нива стимулират покупките и инвестициите в недвижими имоти, докато в периоди на растеж по-високите лихвени нива целят да увеличат финансовите разходи и да намалят търсенето на недвижими имоти. Лихвените проценти и ликвидността в икономиката са основните инструменти, които централните банки използват за стимулиране на икономиката след световната криза от 2007 г. Кредитната достъпност е по-добра в периоди на икономически подем, като подпомага покупката и развитието на недвижими имоти. По време на рецесия, условията за отпускане на кредит се затягат, което има негативен ефект върху търсенето и инвестициите в недвижими имоти. Това се дължи до голяма степен и на използването на недвижимите имоти за обезпечение на кредитите, като намаляващите им цени увеличават риска за банките и намаляват размера на отпусканите кредити. Според Taylor (2018) именно прекалено ниските лихвени нива в периода преди 2007 г. в САЩ и в света е основна причина за световната криза, започнала от пазара на жилищни имоти и тяхното кредитиране.

- Ниво на инвестиции – растящата икономика стимулира бизнеса да се разраства и потребителите да инвестират, което стимулира търсенето на различни видове недвижими имоти, не само на жилищните. В период на рецесия бизнесите са по-сдържани по отношение на инвестиции и разрастване, а потребителите са по-несигурни, което има обратния ефект върху пазара на недвижими имоти.

Тези механизми са свързани помежду си. В периоди на подем икономическата активност расте, увеличавайки заетостта и доходите, което увеличава търсенето и цените на недвижими имоти. Това от своя страна води до допълнителен подем в икономическата активност чрез увеличение в строителната дейност и други свързани сектори. В периоди на рецесия понижаващите се цени на недвижимите имоти намаляват инвеститорския интерес, което ограничава дейността в строителния сектор. По-лошите икономически условия могат да доведат до свиване на бизнеса и увеличаване на незаетите площи, което понижава възвръщаемостта на инвеститорите и оказва натиск върху цените на активите.

Връзката между различни макроикономически фактори и цените на активите, свързани с недвижими имоти, е обект на множество изследвания върху различни групи от държави с развити и развиващи се икономи-

ки. Таблица 1 представя резултатите от изследвания на различни пазари за влиянието на основни макроикономически фактори върху цените на недвижимите имоти и акциите на REITs, които са разгледани по-подробно в този параграф.

Таблица 1

Литературен обзор на изследвания за влиянието на макроикономическите фактори върху цените на жилища и акции на REITs

Автор	Фактори, влияещи върху цените на жилищни имоти и акции на REITs
Изследвания на международни пазари	
Adams, Z. and R. Füss (2010)	БВП, дългосрочен лихвен процент, заети лица, производство и паричен агрегат
Tripathi, S. (2019)	БВП, БВП на глава от населението, инфлация и паричен агрегат
Vuorio, L. (2017)	Разполагаем доход, БВП и лихвени нива
Wu, M. and Wang, C. (2024)	БВП
Hoskins, N., Higgins, D. and Cardew, R. (2004)	Инфлация, безработица, БВП
Chirsty, Y., Novita, M. and Soemartojo, S (2021); Kuang, W. and Liu, P. (2015); Demary, M. and Voigtlander, M. (2009); Chaudhry, M., Bhargava, V., & Weeks, H. (2022); Ewing, B. and Payne, J. (2005)	Инфлация
Iqbal, J., Nosheen, M., Rubab, I., Ahmad, S., and Wohar, M. (2023); Case, K. (2000); Rasmussen, B. and Daffrè, A. (2020)	Безработица
Fraser, P., Hoesli, M. and McAleve, L. (2010); Zhang, Y. (2020); Tita, A. and Opperman, P. (2021)	Доходи на населението
Goodhart, C. and Hofmann, B. (2008); Wilhelmsson, M. (2020); Anundsen, A. and Jansen, E. (2013);	Паричен агрегат, кредитиране и лихвени нива
Burgert, M., Eugster, J. and Otten, V. (2024); Dieckelmann, D., Hempell, H., Jarmulska, B., Lang, J., and Rusnák, M (2023); Vonlanthen, J. (2023)	Лихвени нива
Arora, P., Killins, R. and Gangineni, P. (2019)	БВП, инфлация и паричен агрегат
Axelsson, B. and Song, H. (2023); Wang, S., Gupta, R., Bonato, M. and Çepni, O. (2024); Akimov, A., Lee, C. and Stevenson, S. (2020)	Паричен агрегат и лихвени нива

Droes, M. and Minne, A. (2016)	Предлагане (строителна активност) и търсене (повишени нива на доходи и намаляващи лихвени нива). Главните фактори варират през различни периоди
Belke, A. and Keil, J. (2017)	Строителна активност и общ брой на предлагани жилища
Ooi, J. and Le, T. (2012)	Строителна активност
Gattini, L. and Ganoulis, I. (2012)	Търсене (ниво на инвестиции)
Cohen, V. and Burinskis, A. (2020)	Строителна активност и ниво на инвестиции
Изследвания на българския пазар	
Йовкова, Й. (2019)	БВП
Мавров, Х. (2018)	БВП, инфлация, безработица
Карадимова, Д. (2018)	Паричен агрегат (M3), доходи на населението и кредитиране
Стефанов, Д. (2018)	Кредитиране и лихвени нива
Kotseva, P. and Yanchev, M. (2017)	Средна работна заплата, лихвени нива по ипотечни кредити и чуждестранни инвестиции
Иванов, П. (2023)	Средна работна заплата, ниво на наемите, салдо по платежния баланс на страната, обем на новоотпуснати жилищни кредити, брой на вписаните ипотeki и цени на жилища в предходния период

Източник: Литературен обзор, извършен от автора.

Резултатите от обобщените изследвания в таблица 1 потвърждават обвързаността между макроикономическите механизми и инвестициите в недвижими имоти. На тази база основните макроикономически фактори, които влияят върху тяхната възвръщаемост могат да се сведат до:

- брутния вътрешен продукт (БВП), инфлацията, безработицата и доходността на населението, които са основни показатели, използвани за анализ на икономическата активност;
- лихвения процент и количеството пари в икономиката, на които се базира монетарната политика;
- факторите на търсене – обем инвестиции в недвижими имоти и предлагане – обем на строителната продукция, които определят нивото на инвестиции в сектора.

Lorentz и Truck (2008) изследват възвръщаемостта на инвестиции в

недвижими имоти от няколко европейски пазара и откриват, че макроикономическите показатели обясняват значителна част от постигнатия премиум от тези инвестиции. Авторите обаче откриват различия между отделните държави и макроикономическите фактори, които най-силно влияят върху инвестициите на всеки пазар. Това прави невъзможно използването на универсален модел и изисква детайлното изследване на всеки национален пазар, за да се разкрият особеностите му.

Chien, Lee и Cai (2014) изследват жилищните пазари на 33 държави за периода 1980 – 2013 г. и определят икономическия растеж за основен фактор, който влияе на цените на жилища. Авторите допълват, че ефектът от представянето на икономиката е по-силен в развиващи се държави с по-ниски доходи на населението. Loo, Annuar и Ramakrishan (2016) изследват възвръщаемостта на инвестиции в REITs в различни азиатски пазари и техните макроикономически фактори и откриват, че те са обвързани в дългосрочен план, но развиващите се пазари се открояват с по-силна обвързаност с икономическата конюнктура отколкото развитите пазари. Тоест при развиващите се пазари, към които може да се причисли и България (Международния валутен фонд (IMF 2023) класифицира България като развиваща се икономика), се наблюдава по-силно влияние и връзка между икономическата активност и пазарите за преки и косвени инвестиции в недвижими имоти.

Брутният вътрешен продукт (БВП) е основен измерител на икономическата активност. Изменението на БВП отразява икономическия растеж, постигнат от икономиката като цяло за определен период от време. Икономическият растеж води до увеличаване на инвестициите, работните места и заетостта, нарастване на доходите, което има положителен ефект върху платежоспособността и търсенето и съответно върху цените. Adams и Füss (2010) анализират данни от 15 държави за периода 1975 до 2007 г. относно влиянието на макроикономически фактори върху реалните цени на жилища. Техните резултати разкриват позитивно влияние на икономическия растеж и негативно влияние на дългосрочния лихвен процент върху реалните цени на жилища. Сред факторите, които обуславят икономическия растеж, авторите включват БВП, ниво на заетост сред населението, производство и количество пари в икономиката. Tripathi (2019) изследва жилищните пазари в 43 държави за периода 1970 – 2017 г. и открива, че сред водещите

макроикономически фактори, които влияят на реалните цени на жилища са ръстът на БВП, БВП на глава от населението, инфлацията и количеството пари в икономиката. Vuorio (2017) изследва жилищния пазар във Финландия за периода 1988 – 2016 г. и влиянието на макроикономическите фактори върху него е съществено, като според резултатите те обясняват до 85% от изменението на цените на жилища. Най-силно влияние върху цените на жилища имат разполагаемият доход, БВП и лихвените нива.

Връзката между БВП и цените на активите е двустранна. В икономическата теория растежът на цените на активите води до увеличение на номиналното богатство на собствениците и инвеститорите, които в резултат на това увеличават разходите си. Това се обяснява с психологическия ефект от чувството за финансова сигурност, породено от растящата стойност на активите. Увеличеното потребление от своя страна води до повишаване на търсенето и на БВП. Lee (2018) анализира взаимодействието между цените на жилища и БВП в Хонг Конг за периода 1980 – 2017 г. и резултатите потвърждават „ефекта на богатство“ от покачващите се цени на жилища и положителното им влияние върху БВП. Chui и Chai (2005) изследват връзката между пазарите на различни видове недвижими имоти и БВП на Хонг Конг за периода 1973 – 2003 г. и откриват, че предимно промени в цените на жилищните имоти влияят върху БВП. Заради същественото влияние на жилищния сегмент авторите предлагат да се използват цените на жилища за прогнозиране на икономическия растеж. Case, Quigley и Shiller (2005) анализират този „ефект на богатство“ в 14 различни държави в Европа, САЩ, Канада и Великобритания, сравнявайки ефектите от растеж в цените на имотите и растеж в цените на ценните книжа. Резултатите показват, че увеличение в цените на ценните книжа не се асоциира с повишаване на потреблението от домакинствата, докато повишение в цените на имотите води до значително повишение на потреблението. Wu и Wang (2024) изследват връзката между БВП и възвръщаемостта на инвестиции в REITs в САЩ и потвърждават еднопосочната каузалност при косвените инвестиции в недвижими имоти – БВП влияе върху нормата на възвръщаемост и цените на акциите на REITs, но няма статистически доказателства за обратно влияние.

Друг макроикономически фактор, който се асоциира с недвижимите имоти, е инфлацията поради всеобщото възприятие, че инвестициите

в недвижими имоти защитават от нея. Hoskins, Higgins и Cardew (2004) изследват пазарите на инвестиционни имоти в САЩ, Великобритания, Австралия и Канада за периода 1985 – 1999 г. за корелация между цените на имотите и макроикономическите фактори. Най-силна обвързаност на цените на имотите откриват с инфлацията, последвана от нивото на безработица и БВП. В литературата има значителен обем изследвания върху каузалното взаимодействие между инфлацията и цените на активите, като резултатите се различават в зависимост от особеностите на изследвания пазар, времеви период и използваната методология. Някои изследвания откриват, че увеличението на цените в икономиката води до покачване и на цените на жилищните имоти (Chirsty, Novita и Soemartojo 2021; Kuang и Liu 2015; Tripathi 2019). Други анализи сочат обратната каузалност – повишение в цените на жилищните имоти води до ръст в инфлацията (Liu, Yang и Zhao 2022; Cohen и Karpavičiūtė 2017). И в двата случая се потвърждава твърдението, че преките инвестиции в жилищни имоти предпазват вложения капитал от инфлация, тъй като увеличение в която и да е от двете величини води до ръст в другата. Тук може да се включи и инфлацията в строителния сектор. По-високите цени за материали и труд в строителството се отразяват предимно в цените на новопостроените недвижими имоти, т.е. на цените на недвижими имоти, предлагани на първичния пазар. Цената на тези имоти на вторичния пазар, които са преминали през ремонт и подобрения, също ще бъдат афектирани от инфлацията в сектора.

Различия се забелязват при сравнение на преките и косвените инвестиции в недвижими имоти и тяхното взаимодействие с инфлацията. Demary и Voigtlander (2009) изследват възвръщаемостта на преки и косвени инвестиции чрез REITs в различни видове недвижими имоти на пазарите в Европа, САЩ, Великобритания, Австралия и Канада за периода 1998 – 2007 г. Резултатите сочат, че преките инвестиции в жилищни имоти предоставят най-добра защита от инфлация в сравнение с преки инвестиции в другите видове недвижими имоти, като възвръщаемостта се влияе положително от инфлацията. Докато възвръщаемостта на косвени инвестиции в REITs се влияе негативно от инфлацията и наподобява реакцията на възвръщаемостта на ценни книжа спрямо повишените потребителски цени. Изследвания на възвръщаемостта на инвестиции в REITs (Chaudhry, Bhargava и Weeks 2022; Ewing и Payne 2005) потвърждават, че нормата на

възвръщаемост се влияе негативно при повишаване на инфлацията.

От разгледаните по-горе изследвания се потвърждава връзката между икономическия растеж и нивото на заетост сред населението. Реципрочният макроикономически фактор на заетостта е безработицата. Съответно нарастването на безработицата обикновено се дължи на по-ниска икономическа активност, което води до спад в доходите на бизнеса и домакинствата и съответно в нивото на БВП и цените на недвижимите имоти. Iqbal et al. (2023) изследват влиянието на безработицата върху цените на жилища в 20 държави от Организацията за икономическо сътрудничество и развитие и потвърждават, че преобладава реципрочна каузална връзка между безработица и цени на жилища. Резултатите показват и зависимост в обратната посока – влияние на цените на жилища върху безработицата. Geerolf и Grjebine (2015) изследват ефекта на жилищния пазар върху безработицата в 34 страни за периода 1970 – 2010 г. и откриват влияние на жилищните цени не само върху безработицата в строителния сектор. Спад в цените на жилища води до ръст в общата безработица поради влиянието на жилищния сектор върху икономическия цикъл. Тази зависимост се наблюдава не само във фазата на растеж на пазара, но и по време на кризата от 2007 г. Dvorkin и Shell (2016) изследват периода на кризата от 2007 г. в САЩ и резултатите им показват, че в тези населени места, където цените на жилища претърпяват по-голяма корекция, се наблюдава по-висок ръст в безработицата.

Ефектът на безработицата върху АДСИЦ е основно продиктуван от търсенето на площи. Ръст в безработицата би довел до спад в търсенето на офис площи и жилища за наемане, а косвено би повлиял негативно и върху търсенето на индустриални и търговски площи, както и на хотелски услуги (Krewson-Kelly и Thomas 2016). Case (2000) изследва ефекта от промяна в заетостта върху различните сектори, в които инвестират REITs, и откроява като най-печеливши търговските и жилищните сектори – ръст в заетостта (спад в безработицата) води до най-голям положителен ефект върху доходността и капитализацията на REITs, опериращи в тези сегменти. Това се дължи на пряката връзка на тези два сегмента с растящата покупателна способност на населението в резултат на по-високо ниво на заетост. Rasmussen и Daffrè (2020) потвърждават, че в САЩ за периода 2000 – 2020 г. растящата безработица има негативен ефект върху

възвръщаемостта на REITs.

Персоналният доход е друг фактор, който се асоциира с икономическия растеж. Увеличението на доходите води до по-голяма покупателна способност и съответно ръст в потреблението и търсенето. Fraser, Hoesli и McAlevey (2010) изследват жилищните пазари в Нова Зеландия, Великобритания и САЩ за периода 1973 – 2008 г. относно връзката между цените на жилища и нивото на доход на населението. Резултатите показват, че и в трите страни цените на жилища се влияят от промени в нивото на доходите. Zhang (2020) анализира пазара в китайската провинция Анхуей и открива значима положителна корелационна връзка между цените на жилища и нивото на дохода. Tita и Opperman (2021) изследват пазара в Южна Африка и откриват, че промени в дохода влияят на цените на жилища, но асиметрично – по-сериозен е негативният ефект при спад в дохода, отколкото положителният ефект при ръст в дохода.

Ефектът от промени в доходите върху представянето на инвестиционните фондове в недвижими имоти (респективно възвръщаемостта на косвени инвестиции в недвижими имоти) се изразява предимно чрез промени в потреблението и търсенето. Например спад в разходите за туризъм би намалило търсенето на хотелски стаи (Juillet 2012). Евентуален спад в доходите се посочва като един от рисковете, на които REITs са изложени (MEFIC REIT Fund 2024).

Вторият механизъм на взаимодействие между пазара и икономиката са лихвените проценти и ликвидността (количеството пари в икономиката). Връзката между тях е реципрочна – ниските лихвени нива увеличават търсенето на пари и може да се съпроводи с увеличаване на количеството пари в икономиката, докато повишаването на лихвените нива оскъпява паричния ресурс и намалява неговото търсене, като може да се комбинира с намаляване на количеството пари в икономиката. Това са основните инструменти на монетарната политика на централните банки, чрез които те влияят на икономическия цикъл и пазара на недвижими имоти. Тъй като инвестициите в недвижими имоти са капиталоемки, те често се осъществяват чрез привличане на капитал под формата на банкови заеми. Привлечен капитал се използва от строителите за изграждане на недвижимите имоти и от купувачите за придобиването им. Това води до по-силна обвързаност на финансовия пазар с пазара на недвижими имоти в сравнение с пазарите

на други видове стоки.

Goodhart и Hofmann (2008) изследват тази връзка в 17 страни за периода 1970 – 2006 г. и резултатите доказват наличието на зависимост и в двете посоки между цените на жилища и количеството пари в икономиката и лихвените нива. Wilhelmsson (2020) изследва пазара в Швеция за периода 1993 – 2018 г. и изследването потвърждава двупосочната каузална зависимост между лихвения процент и цените на жилища. Освен тази директна връзка авторът открива и косвен ефект на лихвения процент върху цените на жилища чрез канала на банковото кредитиране – лихвеният процент влияе на количеството отпуснати банкови кредити, а то от своя страна – върху цените на жилища. Anundsen и Jansen (2013) анализират жилищния пазар в Норвегия за периода 1986 – 2008 г. и потвърждават този косвен ефект на лихвените нива върху цените на жилища чрез кредитирането. Авторите откриват, че в дългосрочен план връзката между цените на жилища и кредитирането е двупосочна, като растеж в цените на жилищните имоти води до увеличение в кредитирането, което от своя страна също подхранва растежа на цените на жилища.

Според някои автори силата на ефекта от промени в монетарната политика върху пазара на жилищни имоти варира според фазата на икономическия цикъл. След проучване на пазарите в 29 страни от Организацията за икономическо сътрудничество и развитие Burgert, Eugster и Otten (2024) откриват, че най-силно е влиянието на лихвените нива върху цените на жилища през няколко периода – когато лихвеният процент е нисък, когато той се покачи по време на рецесия и когато кредитната достъпност е ниска. Изследване от Dieckelmann et al. (2023) за периода на рекордно ниски лихвени нива в еврозоната от 2015 до 2021 г. потвърждава, че увеличението на лихвения процент в период на свръхниски лихви може да окаже натиск върху реалните цени на жилища между 3 и 8 пъти по-силен от предполагаемия според предишни изследвания.

Лихвеният процент по ипотечни кредити може да е фиксиран (за определен период или за целия период на ипотечния кредит, например при 10-годишен срок на кредита) или вариращ за целия срок за изплащане на заема. Vonlanthen (2023) анализира обвързаността на жилищните цени и различни видове лихвени структури по ипотечни кредити в Швейцария за периода 2005 – 2018 г. Резултатите потвърждават, че съществува сил-

но реципрочно влияние на всички видове лихвени структури върху цените на жилища, като ефектът от промяна във вариращия лихвен процент е по-осезаем от ефекта от промяна във фиксирания лихвен процент върху цените на жилища. Авторът открива също, че цените на апартаменти се влияят по-силно от промени в ипотечните лихвени нива, отколкото цените на къщи.

Промени в монетарната политика влияят и върху представянето на REITs и възвръщаемостта на инвестиции в тях. Посоката на влияние при косвените инвестиции е еднопосочна. Arora, Killins и Gangineni (2019) изследват REITs пазара в Сингапур за периода 2004 – 2013 г. и откриват, че основни макроикономически фактори, които влияят на възвръщаемостта на REITs са БВП, инфлация и количеството пари в икономиката. Axelsson и Song (2023) анализират американския пазар за ефектите от програмите на количествено улесняване и затягане (съответно увеличаване на количеството пари в икономиката и намаляване на лихвените нива, и намаляване на количеството пари в икономиката в комбинация с увеличаване на лихвения процент) през периода 1990 – 2022 г. Резултатите показват, че възвръщаемостта на REITs се е повлияла позитивно от количественото улесняване и негативно от количественото затягане, като основен инструмент, съпровождащ тези политики, са лихвените нива.

Друго изследване на американския пазар от Wang et al. (2024) потвърждава икономическата теория за влиянието на монетарната политика върху възвръщаемостта на REITs, като посоката на влияние е еднаква за 10 различни сегмента, но силата на влияние е различна, заради разлики във видовете недвижими имоти, в които се инвестира. Akimov, Lee и Stevenson (2020) изследват пазарите в няколко европейски страни, като обхващат страни във и извън еврозоната. Резултатите им показват, че лихвените проценти влияят на REITs, но с различна сила в различните пазари. Авторите също обобщават, че независимо дали една страна е членка на еврозоната или самостоятелно определя монетарната си политика, то REITs пазарите се влияят от промени в лихвените нива и количеството пари в икономиката.

Третият механизъм на взаимодействие между икономиката и пазара на недвижими имоти е нивото на инвестиции. Инвестициите могат да се разгледат от две страни, които отразяват динамиката в пазара откъм търсе-

не и предлагане. Инвеститорът може да закупи или построи желан недвижим имот, което представлява търсенето на инвестиции в този тип активи. Строителството от страна на предприемачите (развитието на недвижими имоти) предоставя нови продукти на пазара на недвижими имоти. Drees и Minne (2016) изследват основните фактори, обуславящи цените на жилищни имоти в Амстердам за период от почти 200 години (1825 – 2012 г.) и откриват, че те варират във времето в зависимост от състоянието на икономиката през различните периоди. Резултатите показват, че преди 1900 г. сред основните фактори, влияещи на цените, е обемът на предлагането на нови домове, докато след 1900 г. основна движеща сила на цените на жилища играе търсенето (ниво на доходи и лихвени нива по ипотечни кредити, които се развиват в този период). След Втората световна война основен ценообразуващ фактор отново се явява предлагането на нови жилищни имоти. Belke и Keil (2017) изследват пазара на жилища в 100 големи града в Германия за периода 1995 – 2010 г. и откриват, че строителната активност и общият обем жилища на пазара са фундаментални фактори от страна на предлагането. Авторите откриват позитивно влияние на строителната активност върху цената на жилищата и негативно влияние на броя на предлаганите жилища върху цената. Така цените на жилищата са по-високи в градове с по-висока строителна активност в сравнение с градове, където жилищата от вторичния пазар преобладават. Този позитивен ефект на новото строителство върху цената на жилищните имоти се потвърждава и от Ooi и Le (2012), които анализират пазара в Сингапур за периода 1996 – 2009 г. Авторите потвърждават тази зависимост и когато включат други фактори и ценови ефекти на вторичния пазар в тестовете си. Те отдават това на уменията на строителите да предсказват пазара, което ги превръща в ценови лидери на пазара на жилища.

Цените на жилища също могат да влияят на нивото на инвестиции в недвижими имоти. Gattini и Ganoulis (2012) изследват връзката между инвестициите в жилищни имоти и цените им в най-големите шест икономики в Европа – Германия, Франция, Италия, Испания, Нидерландия и Великобритания. Авторите използват мярката на бруто образуване на основен капитал в строителството като измерител на нивото на инвестиции (от англ. *gross fixed capital formation*) и откриват дългосрочна обвързаност с нивото на цените във всички изследвани държави. Ефектът от промени в реалните

цени на жилища върху нивото на инвестиции обаче е различен – най-силен е в Германия, а най-слаб – в Италия.

При косвените инвестиции също се наблюдава обвързаност между цените на активите и нивото на инвестиции, но зависимостите се различават в отделните пазари. Cohen и Burinskas (2020) изследват влиянието на 18 макроикономически фактора върху динамиката на цените на ценните книжа на публични инвеститори в недвижими имоти на европейския пазар за периода 2006 – 2019 г. Резултатите показват, че обемът на строителство и бруто образуван основен капитал влияят негативно върху цените на акциите на инвеститорските компании, като от всички фактори строителната активност има най-силен негативен ефект. От друга страна Razo-De-Anda, Cruz-Aké и Venegas-Martínez (2022) анализират ефекта на REITs върху строителната индустрия в Мексико. Резултатите доказват позитивен ефект на REITs инвестициите върху строителната продукция и бруто образуването на основен капитал в страната.

За българския пазар съществуват ограничен брой публикации, които изследват цените на активите и влиянието им от макроикономически фактори, като фокусът им е върху жилищните имоти. Йовкова (2019) анализира връзката между цените на жилища и икономическия растеж в страната за периода 2014 – 2018 г., като я представя като двупластова – комбинация от взаимоотношения на цените на жилища с БВП и лихвените нива. Авторът достига до заключението, че цените на жилища влияят положително върху БВП. Връзката между основния лихвен процент и цените на жилища е реципрочна, въпреки че поради отрицателните стойности на референтния лихвен процент статистическо моделиране не е удачно. Мавров (2018) изследва връзката между номиналните цени на жилища и основни макроикономически показатели в България за периода 1998 – 2017 г. Резултатите потвърждават ефекта на богатство, създаден от увеличението на цените на жилища, като се наблюдава увеличение на дела на потребителските разходи на домакинствата като част от БВП. Авторът открива и положителна корелационна връзка на цените на жилища с нивото на растеж на БВП и инфлацията, а връзката с безработицата е отрицателна.

Карадимова (2018) анализира връзката между номиналните цени на жилищата и паричното предлагане (M3), средната брутна месечна заплата на заетите лица и жилищното кредитиране. Резултатите от две различни

методологии, регресионен и кроспектрален анализ, показват, че и трите фактора влияят положително върху цените на жилища (като единствено при регресионния анализ на средната брутна работна заплата коефициентът е статистически незначим). Стефанов (2018) изследва ролята на ипотечното кредитиране в пазара на жилищни имоти в страната за периода 2007 – 2018 г. и стига до заключението, че по-ниските лихвени нива и подобрената достъпност до кредитиране влияят положително не само на търсенето, но и на строителството на нови жилищни сгради. Според автора времевото забавяне, необходимо за построяването и предлагането на новите жилища, води до покачването на цените им.

Kotseva и Yanchev (2017) изследват влиянието на фундаментални фактори на търсенето и предлагането на жилища между 2000 и 2014 г. Резултатите показват, че статистически значими са само фактори на търсенето – ниво на доход, лихви по ипотечни кредити и чуждестранни инвестиции, които влияят върху динамиката на цените на жилища през този период. Авторите отличават две фази на растеж на жилищните цени преди глобалната финансова криза – първата от 2003 до края на 2005 г. и втората от края на 2006 до края на 2008 г. През първата фаза растежът на цените на жилища се дължи на увеличение на доходите и понижение на лихвените нива, а през втората фаза основна роля играе покачването на чуждестранните инвестиции. Корекцията на цените след 2008 г. се обяснява в началото със забавяне на растежа, а впоследствие със спад на доходите и увеличение на лихвените нива. Въпреки понижените цени обаче търсенето не нараства поради по-високата безработица и несигурността за бъдещите доходи. Към 2014 г. цените на жилища се основават на тези фундаментални фактори.

По-скорошно изследване на номиналните цени на жилища и обуславящите ги фактори извърша Иванов (2023) за периода 2005 – 2022 г. Авторът разглежда взаимовръзката между цените на жилища и 35 фактора от различен характер – макроикономически, финансов, демографски и културен. Резултатите показват, че върху номиналните цени на жилища влияят средната работна заплата, нивото на наемите, салдото по платежния баланс на страната, обемът на новоотпуснати жилищни кредити, броят на вписаните ипотекы и цените на жилища в предходния период.

Връзката между икономиката и пазарите на инвестиции в недвижими имоти е анализирана от множество страни в разгледаните изследвания,

като безспорно пазарите и икономиката си взаимодействат. Различни фактори оказват влияние върху цените и възвръщаемостта на инвестициите в недвижими имоти, но основно се открояват тези с икономически и финансов характер. Силата и посоката на влияние между цените на активите и макроикономическите фактори се различават между отделните държави и региони. Различията на пазарите и икономиката на национално ниво изискват детайлното изследване на определен пазар, за да се извлекат специфичните взаимодействия между макроикономическите фактори и представянето на пазарите за инвестиции в недвижими имоти.

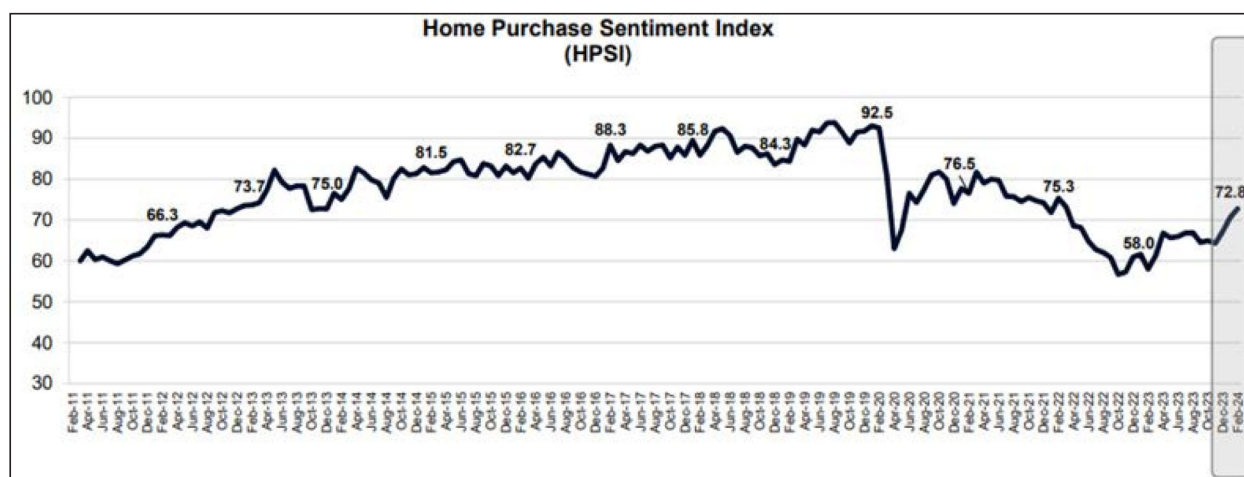
1.2. Селекция на основни показатели за изследване

Пазарът на недвижими имоти има цикличен характер. Той преминава през четири основни фази – фаза на растеж, последвана от върхова фаза, когато се постигат най-високи ценови равнища и икономическа активност. Недвижимите имоти и пазарът на тази категория инвестиционни активи заемат ключово място в икономиката и финансовите пазари. Съществуват редица доклади за стойността на недвижимите имоти и тяхното развитие в световен и регионален план. Savills (2023) изчисляват стойността на недвижимите имоти в света на 380 трлн. долара в края на 2022 г. За сравнение пазарът на облигации е оценен на 130 трлн. долара, а пазарът на ценни книжа (акции) на 99 трлн. долара – т.е. над 62% от световното богатство е съсредоточено в недвижими имоти. От тях стойността на жилищните имоти е оценена на 288 трлн. долара, на нежилищните имоти – 51 трлн. долара, а на земеделската земя – 41 трлн. долара, което определя жилищните имоти като основен сегмент на пазара с дял от 76%. Според проучването тяхната стойност се е понижила с 1.6% спрямо 2021 г., но за последните три години бележи ръст от 21.1%. За сравнение стойността на другите видове инвестиционни активи спрямо 2021 г. също се е понижила – при облигациите спадът е 3.2%, а при акциите спадът е 20%.

Statista (2024) изчисляват стойността на пазара на недвижими имоти, включвайки и сделките за наем, на 614 трлн. долара за 2023 г., като пазарът на жилищни имоти е оценен на 498 трлн. долара (81%), а на нежилищните – на 115 трлн. долара. От Statista очакват пазарите да се разраснат до общо 638 трлн. долара до края на 2024 г., като жилищните ще отговарят за 81% от стойността (519 трлн. долара, а нежилищните – 19% (119 трлн.

долара). Това е ръст от 4% за пазара на жилищни имоти и 3% за пазара на нежилищни имоти.

Жилищните имоти се явяват като фаворит при избора на актив за инвестиция. Проучване на Pew Research Center (2011) сред населението в САЩ през 2011 г. показва, че 81% от запитаните смятат покупката на жилищен имот за най-добрата дългосрочна инвестиция (това е само 4-5 години след спукването на имотния балон в САЩ). За сравнение през 1995 г. техният дял е бил 84%. Тази тенденция в САЩ се потвърждава и понастоящем от изследване на Fannie Mae (2024) на нагласите сред населението в страната – към февруари 2024 г. 69% от запитаните предпочитат да закупят имот, ако им се наложи да се преместят, вместо да наемат. Индексът на нагласата за покупка на жилищен имот нараства от 2011 г. насам, с изключение на ефекта, причинен от Ковид пандемията 2020 г. и покачените лихвени проценти в САЩ след пандемията (фиг. 1).



Фигура 1. Индекс на нагласата за покупка на жилищен имот в САЩ

Източник: Fannie Mae (2024) National Housing Survey.

Жилищните имоти привличат интерес и от професионалните инвеститори като Уорън Бъфет, който е известен със своя подход на стойностно инвестиране в дългосрочен план. В интервю през 2012 г. той споделя, че най-предпочитаният инвестиционен актив за него в този момент са жилищните имоти. След това инвестиционната му компания купува няколко брокерски фирми за недвижими имоти и основава собствена компания за жилищни услуги през 2013 г. (Rascoff & Humphries 2015). През 2023 г. компанията му купува акции в строителни компании, опериращи в жилищния

сектор на стойност 814 млн. долара (Forbes 2023).

Сегментирането на българския пазар на недвижими имоти е сходно със световните тенденции. Statista (2024) прогнозира българския пазар на недвижими имоти да достигне стойност от 393 млрд. долара в края на 2024 г. Пазарът на жилищни имоти в страната се оценява на 303 млрд. долара – това е дял от 77%, което го определя като основен сегмент на пазара по стойност, докато пазарът на нежилищните имоти е оценен на 90 млрд. долара.

Националният статистически институт (НСИ) публикува подробни данни, отнасящи се до пазара на жилища в България. Относно жилищния фонд в страната последните данни на НСИ (2024) посочват, че жилищата са общо 4.3 млн. с обща полезна площ от 347 млн. кв. м. НСИ не публикува подобни данни за други сегменти от пазара на недвижими имоти. За сравнение на различните сегменти се използват данни от специализирани компании, опериращи на българския пазар, но техният фокус е върху инвестиционния пазар предимно в София (град и област) и имотите с висок клас качество (офиси клас А и Б). В таблица 2 са представени общите площи на инвестиционни имоти в София и България по сектори в края на 2023 г.

Таблица 2

Площ на инвестиционни имоти в София и България по сегменти

Източник	CBRE (2024)	Colliers (2024)	C&W Forton (2024)
Сегмент	(млн. кв. м)	(млн. кв. м)	(млн. кв. м)
Офиси – София	2.5	2.4	2.3
Офиси – България	Няма данни	Няма данни	Няма данни
Индустриални – София	1.8	1.4	2
Индустриални – България	2.2	Няма данни	Няма данни
Търговски – София	0.43	0.5	0.4
Търговски – България	0.88	Няма данни	0.67

Източник: Доклади от всяка компания.

За сравнение според НСИ общата площ на жилищните имоти в София (град и област) е 65 млн. кв. м. При съпоставка с площите (използвайки най-високата стойност от трите компании) на другите сегменти от таблица 2 офисните площи са 3.6%, индустриалните – 2.9%, търговските – 0.7% и

жилищните – 92.8% в София. Екстраполирайки тези пропорции и за България, може да се заключи, че пазарът на жилищни имоти в София и страната е основният сегмент по полезна площ. Важно е да се уточни, че тези данни отразяват инвестиционните имоти, т.е. тези, генериращи инвестиционен доход. Квадратурата на имоти, собственост на компании, които ги използват за свои офиси и производствени цели, не са включени, но също така те не са на пазара на недвижими имоти и не генерират инвестиционен доход. Данните за жилищните имоти отразяват общия жилищен фонд в София и страната.

Доминиращата роля на жилищните имоти на пазара се потвърждава и от данните на брокерска компания Arcoreal (2024) на българския пазар за последното тримесечие на 2023 г. – 90% от търсенето е насочено към жилищния сектор, 7% – към поземлени имоти и 3% – към търговски площи. При предлагането също доминират жилищните имоти, като се отбелязва, че е ограничено предлагането на офиси и търговски имоти. Според управляващ партньор на Colliers (Forbes Bulgaria 2022) жилищният сектор е в епицентъра на предприемаческия интерес. Това се потвърждава и от изследване върху строителната активност в страната – в периода от 2011 до 2019 г. делът на жилищната площ в новите сгради, чието строителство е започнато през всяка от годините на изследвания период, нараства от 41% до 60%, като за София жилищната площ надхвърля 80% през 2019 г. (Стефанов, Димитрова 2020).

Българското население е сред водещите в Европейския съюз (ЕС) по процент на собственост на обитаваното жилище – според Eurostat (2023) 85% от българите живеят в собствено жилище. Средният дял за ЕС е 69%, като най-висок е делът на собственици в Румъния (95%) и Словакия (93%), а най-нисък – в Германия (47%) и Австрия (51%). Данни на НСИ показват сходни стойности – 87.9% от наблюдаваните домакинства живеят в собствено жилище, 7.8% – в чуждо, без да плащат наем, а 4.3% живеят под наем, като 3.7% – на свободен и 0.6% – на общински наем. От наблюдаваните домакинства 8.8% притежават второ жилище. Потенциално тези домакинства могат да получават наем от второто си жилище, но ниският процент на наематели на свободния пазар (3.7%) ясно показва, че всъщност по-голямата част от тези жилища не се отдават. Българите, живеещи в чужбина, също проявяват интерес към жилищните имоти в родината и

предпочитат да инвестират спестяванията си именно в такъв тип имоти. Калчев проучва извадка от сделки с дву- и тристайни апартаменти на територията на град Варна, като резултатите разкриват, че всеки пети купувач е българин, живеещ и работещ в чужбина (Kalchev 2017). Поради отсъствието си не всички могат да управляват тези имоти и част от тях също не се отдават под наем. Инвеститорите в такива имоти ги възприемат като сигурно средство за съхранение и увеличение на вложенията.

Хората, които закупуват жилищен имот с цел да го използват за собствени нужди, също възприемат покупката му като инвестиция, която да съхрани и увеличи вложения капитал. На първо време това спестява разходи за наем, а в по-късен етап спомага за закупуване на ново жилище, поради променящите се нужди на домакинствата. Тези собственици могат да използват своя имот като обезпечение за заем или да го продадат, за да си набавят нужния капитал за нов жилищен имот. Според строителни предприемачи в днешно време хората сменят жилището си два, три пъти през живота си, а данни от сделките на брокерска компания, оперираща на територията на цялата страна, подкрепят това твърдение – 70% от купувачите, които обслужват, сменят едно жилище с друго (Capital.bg 2024). Следователно покупката на жилищен имот в България, независимо от начина на използване, може да се възприеме като инвестиция, чиято основна цел е да се съхрани и увеличи стойността на вложения капитал.

Акционерните дружества със специална инвестиционна цел предоставят възможност за косвени инвестиции в недвижими имоти в България. Техните ценни книжа се търгуват на Българската фондова борса (БФБ). Регулираният пазар на БФБ се състои от два пазара – основен пазар и алтернативен пазар. За да се търгуват ценни книжа на едно дружество на тези пазари, е необходимо те да отговорят на изискванията затова. На алтернативния пазар се преместват тези дружества, които са били на основния пазар, но в определен момент са спрели да отговарят на всички изисквания на основния пазар (например публикуването на регулирана информация в законовия срок) (Асенова 2012).

АДСИЦ фондове от BGREIT и техния инвестиционен портфейл и пазарна капитализация към 31.12.2023 г.

АДСИЦ	Основни видове недвижими имоти, включени в инвестиционния портфейл	Пазарна капитализация (Infostock, 2024) (млн. лева/%)
Адванс Терафонд (Advance Terrafund 2024)	Земеделска земя	282 (36%)
Фонд за недвижими имоти България (Bref BG 2024)	Офиси и търговски площи	84 (11%)
Болкан енд Сий Пропъртис (BS Properties 2024)	Ваканционни и жилищни имоти	158 (20%)
ЦКБ Риъл Истейт Фонд (CCB Real Estate Fund 2024)	Хотели, офиси и жилищни имоти	54 (7%)
Рой Пропърти Фънд (Roі Property Fund 2024)	Търговски, индустриални, жилищни и други имоти	52 (7%)
Супер Боровец Пропърти Фонд (SPBF 2024)	Хотели и фотоволтаичен парк	70 (9%)
Софарма билдингс (Sopharma Buildings 2024)	Офиси и търговски площи	77 (10%)

Източник: Интернет страници на съответните АДСИЦ и Infostock.

На БФБ (BSE 2024) в края на 2023 г. се търгуват 17 АДСИЦ на основния и 31 АДСИЦ на алтернативния пазар с обща капитализация към тази дата съответно 1.2 млрд. лева и 0.4 млрд. лева. В края на 2023 г. пазарната капитализация на всички емитенти на БФБ е 15 млрд. лева, което отрежда дял на АДСИЦ от 11% (8% на основния пазар и 3% на алтернативния). От 2007 г. е създаден секторен индекс BGREIT, който отразява промяната в цените на ценните книжа на АДСИЦ сегмента. Този индекс се състои от котировките на 7 АДСИЦ дружества, които отговарят на изискванията да бъдат включени в него. Основните видове недвижими имоти в техните портфейли са представени в таблица 3.

Жилищните имоти присъстват в портфейлите на няколко АДСИЦ, но не са основна част от тях (с изключение на Болкан енд Сий Пропъртис, който специализира в развитието на комплекси от ваканционни и жилищни апартаменти). Следователно с анализа на индекса BGREIT се разглежда представянето на косвени инвестиции предимно в нежилищни имоти.

За целите на изследването се разглежда пазарът на жилищни имоти

като основен сегмент от българския пазар на недвижими имоти (по стойност и полезна площ). Този сегмент се анализира като представителен за преките инвестиции в недвижими имоти в страната. Поради обсъдените специфични характеристики относно целите и нагласите сред населението, което е основният инвеститор в този тип имоти, фокусът е върху цените на жилища в страната и съответно капиталовата възвръщаемост на инвестициите в тях. Изборът за стесняване на анализа до цените на активите се подсилва и от заключението, базирано на литературния обзор в параграф 2.1, относно определящата роля на капиталовата възвръщаемост за общата възвръщаемост на инвестициите в недвижими имоти. Индексът BGREIT, който отразява развитието на АДСИЦ сегмента на БФБ и е базиран на цените на акциите на 7 такива дружества, се използва за анализ на капиталовата възвръщаемост на косвени инвестиции в недвижими имоти в България.

Сравнението между пазарите в България на преки и косвени инвестиции по оценката на тяхната стойност (съответно 300 млрд. долара и 1 млрд. долара) разкрива предпочитанията на инвеститорите към преки инвестиции и водещата роля на този сегмент на пазара. Това затвърждава и значимата роля на жилищния пазар в българската икономика, което повишава интереса към неговото изследване. Поради тази причина акцентът е върху анализа на цените на жилища чрез съставяне на регресионен модел, който обосновава взаимовръзката между тях и макроикономическите фактори.

След като показателите, отразяващи цените на инвестиционните активи и съответно капиталовата възвръщаемост на преки и косвени инвестиции, са определени, се разглеждат институционални макроикономически модели за проследяване на развитието на икономиката, които включват в себе си широк набор от макроикономически показатели.

Всеобща практика, възприета от финансовите институции на национално и международно ниво (Министерството на финансите в България, Европейската централна банка, Международния валутен фонд и др.), е разработването на модели за отразяване на икономическото състояние както на отделни държави, така и съвкупно (например за Европейския съюз, за отделните континенти и глобално). Една от първите подобни разработки в България за разглеждания период в този анализ е съставена

от Василева (2006), възложена от наричаната тогава Агенция за икономически анализи и прогнози към Министерството на финансите. Авторът разработва модел за прогнозиране на номиналния БВП и месечен индикатор на текущото икономическо състояние в България. В началния стадий е използван широк набор от фактори, като за първия модел те са 51, а за месечния индикатор – 33. Същите могат да бъдат групирани по следния начин: национални сметки; бизнес анкети; цени; финансови показатели; пазар на труда; външни показатели и фискални променливи. След първоначален анализ и оценка на прогностичния модел избраните фактори за включване в него са редуцирани до осем – индекс на потребителските цени, бизнес климат в промишлеността, цена на медта на международните пазари, паричен агрегат М2, приходи от данък добавена стойност, очаквания за цените в промишлеността, износ и внос на стоки и услуги. За втория индикатор са селектирани 14 фактора – промишлени продажби, индекс на вътрешната търговия, бизнес климат в еврозоната, приток на поръчки в промишлеността, индекс на цени на производител на вътрешния пазар, индекс на международните цени на хранителните продукти, индекс на международните цени на суровините, месечни приходи на консолидирания бюджет, износ на стоки и услуги, внос на услуги, безработица, лихвен процент по краткосрочни кредити в лева, индекс на БФБ SOFIX.

През юли 2008 г. Агенцията за икономически анализи и прогнози започва официално да публикува серия икономически изследвания „Индикатор на икономическата активност в България“ (ИИА). Той се изчислява на тримесечие и използва подобна методология – динамичен факторен модел, базиран на 63 национални и международни икономически показателя. След анализ техният брой е редуциран до 8, като е взето реалното им изменение спрямо същото тримесечие през миналата година. Селектираните фактори за изчислението на индикатора са – БВП, добавена стойност в строителството, заети, БВП на ЕС-25, индустриални продажби, бизнес климат в търговията на дребно, лихвен процент по дългосрочни кредити в лева и индекс на международните цени на металите и минералните суровини.

Забелязва се, че през първото тримесечие на 2008 г. секторът на строителството има съществен ефект върху икономическата ситуация в

страната. Според публикацията през този период добавената стойност от сектора намалява растежа си, вследствие на понижаващ се растеж в инвестициите и издадените разрешителни за строеж на нови сгради, което има и негативен ефект върху ИИА. Друга промяна в селектираните фактори след анализа се забелязва и в лихвения процент – през 2008 г. лихвеният процент по дългосрочни кредити в левове влияе върху икономиката, като неговото покачване през периода също има негативен ефект върху ИИА за първото тримесечие на 2008 г. Това са първите индикации за предстоящата криза, която започва в САЩ през 2007 г. Кризата достига и българската икономика през 2008 г. и 2009 г., като анализите в периодичните публикации за ИИА за тези периоди отново отдават основна роля на спада в строителството и покачващите се лихвени проценти по дългосрочни кредити в лева за негативния им ефект върху икономическата конюнктура в страната и съответно спад в ИИА.

През 2010 г. Агенцията за икономически анализи и прогнози е закрыта и публикацията се издава от Министерството на финансите. В брой 2 от 2021 г. относно второто тримесечие на годината е направена нова промяна в броя и включените индикатори за изчислението на ИИА, като сравнителни стойности са изчислени за минали периоди до 2001 г. Методологията е запазена, но селектираните индикатори след предварителен анализ за съставянето на ИИА са 16 – БВП, заети лица, индекс на промишлено производство, цени на производител, индекс на строителна продукция, индекс на оборота в търговията на дребно, общ бизнес климат, осигуреност на промишленото производство с поръчки, очаквания за цените в промишлеността, средна натовареност на производствените мощности, паричен агрегат М2, кредит (нефинансови предприятия и домакинства), 3-месечен Euribor, индекс на международните цени на неенергийните суровини, индекс на промишлено производство в ЕС 27 и БВП на ЕС 27 (МФ 2024).

Строителството продължава да бъде от основните сектори, влияещи върху икономическия растеж на страната и производството в сектора е включено в ИИА чрез индекса на строителната продукция. Дългосрочният лихвен процент върху кредити в лева е заменен от 3-месечния Euribor лихвен процент. Кредитодостъпността в страната се отразява от нов индикатор, включен в изчислението на ИИА – размерът на кредитоотда-

ване на нефинансови предприятия и домакинства. Необходимо е да се отбележи и включването на още един финансов фактор за изчислението на ИИА, който рефлектира количеството пари в икономиката – паричен агрегат М2. Фокусът на ИИА е изключително върху състоянието на промишлеността, а обвързаността с Европейския съюз е подчертана чрез включването на допълнителен индикатор за промишленото производство в съюза. БВП, заети лица и цени на неенергийни ресурси продължават да бъдат ключови фактори за изчислението на ИИА от самото създаване на индикатора.

В публикацията се изследва и степента на синхронизация между българския бизнес цикъл и този в еврозоната чрез сравнение между ИИА и подобен индикатор на икономическата активност в Европейския съюз, наречен еврокойн (eurocoin). Еврокойн се изчислява от Банката на Италия по сходна методология като тази за изчислението на ИИА, но се публикува всеки месец. Еврокойн се изчислява на базата на 145 индикатора за еврозоната, разпределени в следните хомогенни групи: индекси на промишленото производство (41); ниво на цени (24); парични агрегати (8); лихвени проценти (11); финансови променливи (6); индикатори на търсенето (14); анкети (25); търговски променливи (9) и индикатори за пазара на труда (7) (Altissimo et al. 2007).

През 2022 г. секторът на услугите е включен по-съществено в изчислението на индикатора заради силния ефект на Ковид-19 върху този сектор в сравнение с останалите в икономиката на еврозоната. Броят на фактори е намален на 104 с цел да се подобри точността на индикатора, но запазените фактори са разпределени в първоначалните хомогенни групи – индекси на промишленото производство (1), индекси на сектора на услугите (5), валутни курсове (3), ниво на цени (25), парични агрегати (8), лихвени проценти (17), финансови променливи (7), индикатори на търсенето (11), анкети (7), търговски променливи (8), икономически индикатори (6) и индикатори за пазара на труда (6). Еврокойн е преизчислен по новата методология до 2000 г. и се използва за прогнозиране на тенденциите в БВП в еврозоната (Aprigliano, Emiliozzi, Lippi 2022).

Ганев, Василев и Ганева (2019) разработват макроикономически модел за оценка на ефекти върху основни макроикономически и бюджетни показатели, договорен от Министерството на финансите. Основна цел на този

модел е да позволи оценяването на ефекти върху ключови икономически показатели от потенциални шокове в икономиката. За разработването на модела авторите изчисляват данните на годишна база, като включват следните фактори: средна годишна заплата; заети лица; минимална работна заплата; лихвени проценти на междубанковия пазар; лихвен процент и обем по кредити към нефинансови предприятия и домакинства; БВП (за България, Европейския съюз, еврозоната, САЩ и Япония); валутни курсове на щатския долар, британската лира, руската рубла и турската лира; лихвен процент EURIBOR (едномесечен, тримесечен, шестмесечен и годишен); лихвен процент по депозитно улеснение на ЕЦБ; паричен агрегат М3 в еврозоната; хармонизиран индекс на потребителските цени (за България и Европейския съюз); индекс на цените на жилища; данни за бюджета (приходи, разходи, държавен дълг, среден лихвен процент по държавния дълг, платежен баланс, фискален резерв); макроикономически агрегати и ценови индекси за целия свят, по групи страни и отделни държави, както и прогнози за инфлацията в еврозоната и лихвените проценти на международните пазари.

Моделът представлява система от уравнения, които са групирани в блокове според включените фактори в тях – реален сектор, пазар на труда, цени, външен сектор, фискален сектор, финансов сектор. За оценяване на ефектите се правят две изчисления на модела – основен и алтернативен сценарий. В основния моделът се изчислява с първоначално допусканията стойности за екзогенни променливи (такива, които не се изчисляват от модела, а стойностите им се определят извън модела и се включват в него). В алтернативния сценарий се променят една или повече екзогенни величини, като алтернативните им стойности заместват първоначално допусканията в основния сценарий. Ефектите се оценяват на база на разликите в резултатите между двата сценария.

Развитието на индикаторите за икономическа активност както в България (ИИА), така и в еврозоната (еврокойн) разкрива динамичната обвързаност между икономиката и различните фактори, които ѝ влияят. ИИА е създаден и се публикува за първи път през 2008 г. по време на финансовата криза от 2007 г., точно преди тя да засегне пряко и българската икономика. А ефектът от Ковид-19 кризата е толкова осезаем, че поражда необходимостта да се преразгледат и променят факторите, избрани за изчисляване на ИИА и еврокойн.

Моделът за оценка на ефекти върху основни макроикономически и бюджетни показатели е фокусиран върху влиянието на шокове в икономическата среда върху определени показатели на национално ниво. Поради тази специфичност се наблюдава по-широк набор от показатели, включени в него, които целят да обхванат промени в икономическата среда в международен аспект – в еврозоната, Европейския съюз, главните световни икономики и тенденциите в световен мащаб. Останалите фактори са изключително сходни с включените величини за изчисление на ИИА и еврокойн, като могат да се класифицират в същите направления – БВП, показатели от сектора на строителството, пазар на труда, лихвени нива, парични агрегати, инфлация, производство, търсене и прогнози. Таблица 4 представя сравнение между основните фактори, използвани за изчислението на различните показатели и модели. Таблицата включва и тези макроикономически фактори, които влияят върху цените на активите при преки и косвени инвестиции в недвижими имоти, доказани от разгледаните литературни източници в първи параграф на първа глава.

Таблица 4

Сравнение между факторите, включени в различни икономически модели, и факторите, влияещи върху инвестициите в недвижими имоти

Модел	Макроикономически фактори
Индикатор на икономическата активност (ИИА) (МФ 2024)	16 фактора: БВП (България), заети лица, индекс на промишлено производство, цени на производител, индекс на строителна продукция, индекс на оборота в търговията на дребно, общ бизнес климат, осигуреност на промишленото производство с поръчки, очаквания за цените в промишлеността, средна натовареност на производствените мощности, паричен агрегат M2, кредит (нефинансови предприятия и домакинства), 3-месечен Euribor, индекс на международните цени на неенергийните суровини, индекс на промишлено производство в ЕС 27 и БВП на ЕС 27
Еврокойн (Aprigliano, Emiliozzi, Lippi 2022)	104 фактора от следните групи: индекси на промишленото производство (1), индекси на сектора на услугите (5), валутни курсове (3), ниво на цени (25), парични агрегати (8), лихвени проценти (17), финансови променливи (7), индикатори на търсенето (11), анкети (7), търговски променливи (8), икономически индикатори (6) и индикатори за пазара на труда (6)

Макроикономически модел за оценка на ефекти върху основни макроикономически и бюджетни показатели (Ганев, Василев, Ганева 2019)	45 фактора от следните групи: пазар на труда (4), лихвени проценти и обем кредити (11), финансови променливи (1), БВП (10), валутни курсове (4), нива на цени (2), цени на жилища (1), данни за бюджета (5), парични агрегати (1), макроикономически агрегати (3) и прогнози (3)
Фактори, влияещи на цените на жилищни имоти и акции на REITs (литературен обзор параграф 1.1)	БВП, дългосрочен лихвен процент и кредитиране, паричен агрегат (количество пари в икономиката), инфлация, заети лица/безработица, ниво на доход на населението, строителна активност, ниво на инвестиции и самите цени на жилища

Източник: Цитирани публикации и литературен обзор, извършен от автора.

През призмата на инвестициите в недвижими имоти, факторите, които влияят на тяхната възвръщаемост, са включени и в различните макроикономически модели. Например лихвени нива и кредитиране, паричен агрегат, инфлация, БВП, заети лица, ниво на доходи на населението, търсене (инвестиции), както и нивото на строителна продукция са включени като фактори със значително влияние върху икономиката като цяло. Следователно тези фактори са от изключително значение както за икономическата активност на национално, регионално и световно ниво, така и за възвръщаемостта на инвестициите в недвижими имоти (преки и косвени). Макроикономическите фактори обясняват значителна част от възвръщаемостта на инвестиции в недвижими имоти, но тяхното влияние варира между различните държави поради специфичността на пазарите на национално ниво. Ключовата им роля в сектора и икономиката засилва необходимостта да се изследва тяхната взаимосвързаност с цените на инвестиционните активи на национално ниво, за да се установи тяхното влияние върху възвръщаемостта на инвестициите в недвижими имоти в България. В резултат от направените анализи и литературния обзор в първа глава следните макроикономически фактори са включени за изследване на тяхната взаимосвързаност с реалните цени на жилища и цените на ценните книжа на АДСИЦ: БВП; инфлация; безработица; средна месечна заплата; количество пари в икономиката (паричен агрегат М3); дългосрочен лихвен процент по ипотечни кредити; ниво на бруто образуван основен капитал в строителството и ниво на производство в сградното строителството.

От направения по-горе подбор са селектирани общо 10 показателя за целите на изследването:

1) Реални цени на жилища – те се отразяват чрез индекс, съставен от Евростат (deflated HPI or real HPI), който използва номиналния индекс на жилищни цени и го коригира спрямо инфлационните нива. За тази цел се използва индекс за разходите на домакинствата и социалните институции (deflator for private final consumption expenditure (households and non-profit institutions serving households (NPISHs))).

2) Индекс, отразяващ цените на ценните книжа на АДСИЦ в България – BGREIT – индексът BGREIT е създаден през 2007 г., когато началната му стойност е 100.

3) Брутен вътрешен продукт (БВП) – измерването е под формата на индекс, който отразява промените в стойността на брутния вътрешен продукт по хармонизирана методология за Европейския съюз на тримесечен период, като индексът е базиран на цени от 2015 г. Данните са сезонно и календарно изгладени с корекция за разликите в броя на работните дни.

4) Инфлация – това е изменението в нивото на потребителските цени на стоки и услуги. Измерва се чрез индекс на потребителските цени по европейска хармонизирана методология, като индексът е базиран на 2015 г. = 100.

5) Безработица – изчислява се като процент на броя на неработещите хора от общия брой на хората в трудова възраст. Използват се данни за населението до пенсионна възраст, тъй като заетостта в пенсионна възраст е въпрос на личен избор и по този начин се отразява по-достоверно състоянието на икономиката.

6) Средна работна заплата – това е средното ниво на заплащане на трудов работник на месец. Използвани са тримесечни данни от Инфостат, които обединяват нивото на заплащане в частния и публичния сектор в страната.

7) Количество пари в икономиката – това е общата сума на наличното количество пари в икономиката, като за целите на анализа се използва най-широкообхватният агрегат М3. Той включва в себе си М1 (наличните пари в обръщение в икономиката), М2 (М1 и средства по депозити) и парични инструменти като дялове и акции, дългови сертификати с матуритет до 2 години и други. Използвани са данни от Организацията за икономи-

ческо сътрудничество и развитие (ОИСР), като са налични тримесечни измервания в национална валута.

8) Среден годишен лихвен процент по ипотечни кредити – проследява средните ефективни годишни лихвени проценти по новите жилищни кредити на домакинствата – използвани са данни от БНБ.

9) Бруто образуването на основен капитал в строителството (БООК) – на английски gross fixed capital formation – construction (GFCF). БООК измерва стойността на придобиванията и изграждането на недвижими имоти минус стойността на отписаните недвижими имоти. Представя се като брутна стойност, защото не включва отчисления за изхабената част от придобитите активи, т.е. не отчита тяхната амортизация. Индексът се разглежда като функция на търсенето. Данните, които се използват за статистическия анализ, са на тримесечна база и измерени в български лева.

10) Производство в строителството – измерва се чрез индекс за обем на производство в сградното строителство (ОПСС). Той се измерва, като се коригира спрямо нивото на цените и е индикатор на бизнес цикъла в сектор строителство, подсектор сградно строителство. Съответно този индекс се разглежда като функция на предлагането в сектора, тъй като отразява количеството строителна продукция на сгради. Индексът е базиран на 2015 г. = 100.

Глава втора

Обвързаност между капиталовата възвръщаемост на инвестиции в недвижими имоти и селектираните макроикономически фактори в България

2.1. Сравнителен анализ между преки и косвени инвестиции в недвижими имоти в България

За целите на изследването е използван тест за каузалност по Грейнджър. Статистическият анализ преминава през няколко етапа:

1) преобразуване на данните ($\ln(x)$ и $\log(x)$ се отнасят за натурален логаритъм в този труд);

2) изследване за стационарност чрез разширен тест на Дики-Фулър (Gujarati, Porter 2009: 757);

3) тест за каузалност по Грейнджър – извършва се по двойки. Включва няколко стъпки:

- a. определяне на оптималния брой минали стойности (лагове) – ще бъде използван информационен критерий на Акайке (AIC) (според Liew (2004) AIC е най-подходящ за наличния обем данни в това изследване);
- b. изследване за коинтеграция между величините – тест на Йохансен (Johansen 1991; 1995):
 - i. при липса на коинтеграция се прилага векторен авторегресионен модел (VAR) (Granger 1969);
 - ii. при наличие на коинтеграция се прилага векторен модел с корекция на грешките (VEC) (Engle, Granger 1987);

Данните, които са използвани в изследването, са извлечени от официални статистически публикации, като повечето индикатори са публикувани в тримесечна периодичност. В случаите, когато определен времеви ред се публикува всеки месец, то се използва стойността в края на всяко тримесечие. Данните са извлечени за период, съответстващ на наличните данни за изследваните цени на активи. Тъй като индексът на цените на жилища е наличен от 2005 г., а индексът BGREIT е създаден през 2007 г., данните за макроикономическите фактори са извлечени с начало 2005 г. и времевият период е коригиран относно BGREIT. Така при извършване на анализа върху времевите редове няма периоди с липсващи данни. Използван е економетричен софтуер Eviews за извършване на статистическия анализ.

Преди провеждането на статистическото изследване за каузалност по Грейнджър е необходимо извършването на преобразуване на данните и изследване за наличието на стационарност. Стойностите за всяко тримесечие на всеки показател са преобразувани в натурален логаритъм и са въведени в статистическия софтуер за извършване на разширения тест на Дики-Фулър. При него е необходимо да се отхвърли нулевата хипотеза за липса на стационарност, т.е. p стойността да е под прага на значимост 0.05.

Първо е извършен тест на данните на ниво (без диференциране). Резултатите показват, че всички данни са нестационарни в този си вид – p стойността при всички тестове е над 0.05. Следва да се извърши тест за наличието на

коинтеграционни връзки между двойките изследвани фактори. Резултатите от този тест се разглеждат за всяка двойка по-долу. На този етап се повтаря тестът за стационарност на времевите редове, но след тяхното първо диференциране (разликата между стойността в определен период и стойността в предходния период). Резултатите показват, че всички времеви редове са стационарни след първо диференциране – p стойността при всички тестове е под 0.05. Това означава, че за извършването на теста за Грейнджър каузалност е необходимо да се използват данните след тяхното диференциране в случаите, когато не са налични коинтеграционни връзки и се използва VAR модел. При наличието на коинтеграционни връзки се прилага VEC модел, при който статистическият софтуер автоматично диференцира величините и работи с първите разлики за определяне на наличие на каузалност.

Изследването за каузалност се извършва по двойки между две величини. Следва да се разгледат резултатите от тестовете между реалните цени на жилища и всеки от селектираните макроикономически фактори.

1) Реални цени на жилища и брутен вътрешен продукт (БВП)

Оптималният брой минали стойности за тази двойка е пет според AIC. Следователно изследването за наличието на коинтеграционни връзки се извършва за четири лага (с един по-малко, тъй като е необходимо да се компенсира за диференцирането на данните). Резултатите и от двата теста (за следа и максимални собствени стойности) са описани в таблица 5.

Необходимо е да се отхвърли нулевата хипотеза за определен брой коинтеграционни връзки, за да се установи тяхната наличност (p стойността да е под прага на значимост 0.05). На база на тези резултати може да се заключи, че не е налична коинтеграция между реалните цени на жилища и БВП в България.

Таблица 5

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между реалните цени на жилища и БВП в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0.5564	0.5662
1	0.3669	0.3669

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VAR модел, в който се въвеждат диференцираните стойности на величините. Тестът се извършва и в двете посоки с четири на брой минали стойности. Резултатите са описани в таблица 6.

Таблица 6

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между реалните цени на жилища и БВП в България

Модел: VAR		
Брой минали стойности: 4		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	<i>p</i>
БВП не влияе по Грейнджър върху реалните цени на жилища	10.85864	0.0282
Реалните цени на жилища не влияят по Грейнджър върху БВП	8.133916	0.0868

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Липсата на каузалната връзка в посока от БВП към цени на жилища може да бъде отхвърлена, тъй като *p* стойността е под прага от значимост 0.05. Следователно за целите на изследването може да се заключи, че БВП оказва влияние върху реалните цени на жилища.

В обратната посока на каузалност – от цените на жилища към БВП, липсата на такава обвързаност не може да се отхвърли при възприетия праг на значимост от 0.05. Прави впечатление, че тази хипотеза може да се отхвърли при по-висок праг от 0.1. Този резултат разкрива, че е вероятно да съществува такава обвързаност в страната, макар и не толкова силно изразена както в случая от БВП към цени на жилища. Това се подкрепя от икономическата теория за създаване на ефект на богатство от покачващите се цени на жилища, особено в тяхното реално изражение. Анализът на НСИ за БВП на страната за 2023 г., който нараства с 1.9% разкрива, че един от основните фактори, допринесли за този растеж, е именно увеличението на брутна добавена стойност в операциите с недвижими имоти от 8% спрямо предходната година (НСИ 2024).

2) Реални цени на жилища и инфлация

VAR моделът съставен от реалните цени на жилища и инфлацията определя оптималния брой лагове на три според AIC. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с две минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 7.

Таблица 7

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между реалните цени на жилища и инфлацията в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0.1865	0.1972
1	0.274	0.274

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите показват, че не е налична коинтеграция между реалните цени на жилища и инфлацията в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VAR модел, в който се въвеждат диференцираните стойности на величините и с две на брой минали стойности. Резултатите са описани в таблица 8.

Таблица 8

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между реалните цени на жилища и инфлацията в България

Модел: VAR		
Брой минали стойности: 2		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	p
Инфлацията не влияе по Грейнджър върху реалните цени на жилища	0.224108	0.894
Реалните цени на жилища не влияят по Грейнджър върху инфлацията	0.308008	0.8573

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

P стойностите на тестовете и в двете посоки на каузалност са много близки до 1 и надхвърлят определения праг за значимост от 0.05. Следователно може да се приемат нулевите хипотези и да се определи, че не са налични статистически доказателства за каузалност по Грейнджър между реалните цени на жилища и инфлацията в България.

При тези резултати няма доказателство, че жилищните недвижими имоти успяват да защитят инвеститорите от инфлация в реално изражение. Корелацията между двете величини е сравнително висока ($r = 0.68$), което означава, че изменението им е сходно във времето. Въпреки това тестове на Йохансон и Грейнджър показват, че не съществува обвързаност между двата фактора както в дългосрочен, така и в краткосрочен план. Използването единствено

на корелацията като статистически инструмент може да доведе до грешни заключения относно обвързаността между реалните цени на жилища и инфлацията в страната.

Интерес за текущото изследване представлява наличието на статистическо влияние върху реалните цени на жилища от съответния макроикономически фактор. Тъй като коинтеграция и каузалност не са налични в този случай, за изследване на качеството на жилищните имоти да предпазват инвестирания капитал от инфлация е необходимо да се анализира и обвързаността между номиналните цени на жилищни имоти и инфлацията. Тъй като това е извън обхвата на текущия анализ, няма да се извършват допълнителни тестове.

3) Реални цени на жилища и безработица

Оптималният брой минали стойности в тази система е четири. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с три минали стойности на величините. Резултатите от този тест са описани в таблица 9.

Таблица 9

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между реалните цени на жилища и безработицата в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0.1392	0.1832
1	0.1653	0.1653

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Те показват, че не е налична коинтеграция между реалните цени на жилища и безработицата в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VAR модел, в който се въвеждат диференцираните стойности на величините и с три на брой минали стойности. Резултатите са описани в таблица 10.

Тези резултати показват наличието на каузалност в посока от безработицата към реалните цени на жилища, но не и в обратната посока. Както и при БВП, в този тест се наблюдава, че p стойността на теста за каузалност от цените на жилища към безработица е много близка до по-високият праг на значимост от 0.1. За целите на това изследване не може да се приеме наличието на такава, тъй като не може да се отрече нулевата хипотеза при зададения праг на значимост от 0.05.

Таблица 10

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между реалните цени на жилища и безработицата в България

Модел: VAR		
Брой минали стойности: 3		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	<i>p</i>
Безработицата не влияе по Грейнджър върху реалните цени на жилища	20.99417	0.0001
Реалните цени на жилища не влияят по Грейнджър върху безработицата	6.007001	0.1113

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Въпреки това близката стойност до по-високия праг на значимост разкрива, че е възможно да съществува каузалност по посока от пазара на жилищни имоти към безработицата в страната. В литературния обзор в първа глава са споменати няколко изследвания, които показват такава зависимост. От наличните резултати не може да се заключи при зададените параметри, че тя съществува и в България, но би представлявало интерес за по-нататъшно изследване.

4) Реални цени на жилища и средна месечна работна заплата (СМРЗ)

AIC определя, че оптималният брой лагове в тази система е четири. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с три минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 11.

Резултатите показват, че е налична коинтеграционна връзка между реалните цени на жилища и СМРЗ в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VEC модел, в който се задават минали стойности от трети порядък (с един по-малко от оптималния, тъй като се работи с диференцирани стойности на величините). Резултатите са описани в таблица 12.

Таблица 11

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между реалните цени на жилища и средната месечна работна заплата в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (<i>p</i>)	Тест за максимални собствени стойности (<i>p</i>)
0	0	0
1	0.738	0.738

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между реалните цени на жилища и средната месечна работна заплата в България

Модел: VEC		
Брой минали стойности: 3		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	<i>p</i>
СМРЗ не влияе по Грейнджър върху реалните цени на жилища	6.115555	0.1061
Реалните цени на жилища не влияят по Грейнджър върху СМРЗ	13.50701	0.0037

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Те разкриват, че не може да се отхвърли нулевата хипотеза за липса на каузалност в посоката от СМРЗ към реалните цени на жилища. Но ниската *p* стойност на теста в обратната посока показва, че такава обвързаност съществува от цените на жилища към работната заплата. За да се потвърдят резултатите от тестовете за каузалност по Грейнджър, е необходимо съответната връзка да е теоретично обоснована. В известен смисъл цените на жилищните имоти е възможно да влияят върху нивото на заплащане в сектора на строителството. Тяхното влияние върху нивото на заплащане в цялата страна от теоретична гледна точка може да е косвено, чрез ефекта на богатството върху БВП, но това зависи от значението на сектора за цялостната икономика на страната.

Важно е да се отбележи наличието на коинтеграционна връзка между двете величини – това разкрива, че в дългосрочен план те са обвързани и се наблюдава сходна тенденция в тяхното изменение през периода. Това подкрепя теоретичната обвързаност между двете величини, тъй като персоналната доходност влияе върху възможността да се финансира покупка на недвижим имот. Близостта на *p* стойността на теста за каузалност до по-високия праг на значимост от 0.1 разкрива потенциалното наличие и на краткосрочно влияние на СМРЗ върху реалните цени на жилища, но за целите на текущото изследване СМРЗ няма да бъде включена в обхвата.

5) Реални цени на жилища и количество пари в икономиката

Количеството пари в икономиката се измерва чрез паричния агрегат М3. Оптималният брой минали стойности за тази система между М3 и реалните цени на жилища в страната е пет. Тестът за коинтеграция на Йохансон се из-

вършва съответно с четири минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 13.

Таблица 13

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между реалните цени на жилища и МЗ в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0.0017	0.0042
1	0.051	0.051

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите показват, че е налична коинтеграционна връзка между реалните цени на жилища и МЗ в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VEC модел, в който се задават минали стойности от четвърти порядък. Резултатите са описани в таблица 14.

Таблица 14

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между реалните цени на жилища и МЗ в България

Модел: VEC		
Брой минали стойности: 4		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	p
МЗ не влияе по Грейнджър върху реалните цени на жилища	30.33555	0
Реалните цени на жилища не влияят по Грейнджър върху МЗ	3.051584	0.549

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите разкриват краткосрочно влияние на МЗ върху реалните цени на жилища. P стойността на теста в тази посока е 0, което абсолютно отхвърля нулевата хипотеза. Необходимо е да се отбележи и наличието на коинтеграция между МЗ и реалните цени на жилища. Това засилва обвързаността между двете величини, като съществува такава и в дългосрочен план.

6) Реални цени на жилища и среден лихвен процент по ипотечни кредити

Според AIC оптималният брой минали стойности при тази двойка е

една. Тъй като не може да се извърши тест за каузалност по Грейнджър с по-малко от поне един лаг, в този случай не се намалява броят на лаговете за извършване на теста за коинтеграция и теста за каузалност по Грейнджър. Резултатите от теста на Йохансон са описани в таблица 15.

Резултатите показват, че е налична коинтеграционна връзка между реалните цени на жилища и средния лихвен процент по ипотечни кредити в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VEC модел. Резултатите са описани в таблица 16.

Таблица 15

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между реалните цени на жилища и лихвения процент по ипотечни кредити в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0.0147	0.0235
1	0.1056	0.1056

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Таблица 16

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между реалните цени на жилища и лихвения процент по ипотечни кредити в България

Модел: VEC		
Брой минали стойности: 1		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	p
Лихвеният процент по ипотечни кредити не влияе по Грейнджър върху реалните цени на жилища	0.242153	0.6227
Реалните цени на жилища не влияят по Грейнджър върху лихвения процент по ипотечни кредити	0.343314	0.5579

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Според резултатите от теста на Грейнджър не съществува каузалност между реалните цени на жилища и средния лихвен процент по ипотечни кредити. Наличието на коинтеграционна връзка разкрива обвързаност между тях в дългосрочен план, което подкрепя икономическата теория за взаимодействието между монетарната политика и цените на жилища.

7) Реални цени на жилища и бруто образуване на основен капитал (БООК) в строителство

Според АІС оптималният брой минали стойности при тази двойка е една. Тъй като не може да се извърши тест за каузалност по Грейнджър с по-малко от поне един лаг, в този случай не се намалява броят на лаговете за извършване на теста за коинтеграция и теста за каузалност по Грейнджър. Резултатите от теста на Йохансон са описани в таблица 17.

Таблица 17

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между реалните цени на жилища и БООК строителство в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0.0048	0.0186
1	0.0262	0.0262

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите показват, че е налична коинтеграционна връзка между реалните цени на жилища и БООК в строителство в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VEC модел. Резултатите са описани в таблица 18.

Таблица 18

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между реалните цени на жилища и БООК в строителството в България

Модел: VEC		
Брой минали стойности: 1		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	p
БООК в строителството не влияе по Грейнджър върху реалните цени на жилища	0.508883	0.4756
Реалните цени на жилища не влияят по Грейнджър върху БООК в строителството	0.001644	0.9677

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите от теста на Грейнджър показват, че БООК в строителството и реалните цени на жилища не си влияят в краткосрочен план. Наличието на коинтеграция разкрива обвързаност в дългосрочен план, като цените на жилища и търсенето (изразено чрез инвестиране на капитал в сгради) се изменят със сходна тенденция във времето. Тези резултати подкрепят фундаменталната връзка между търсенето и цените на пазара,

но и разкриват, че търсенето не може да влияе на цената в краткосрочен план. Една от основните характеристики на реалния пазар на недвижими имоти е именно изключително високото ниво на влияние на продавачите върху цените на недвижимите имоти поради ниската еластичност на предлагането.

8) Реални цени на жилища и обем производство в сградно строителство (ОПСС)

Оптималният брой минали стойности в тази система е две. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с един лаг на величините. Резултатите са описани в таблица 19.

Таблица 19

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между реалните цени на жилища и ОПСС в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0.1392	0.1832
1	0.1653	0.1653

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите показват, че не е налична коинтеграция между реалните цени на жилища и ОПСС в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VAR модел, в който се въвеждат диференцираните стойности на величините и с един лаг. Резултатите са описани в таблица 20.

Таблица 20

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между реалните цени на жилища и ОПСС в България

Модел: VAR		
Брой минали стойности: 1		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	p
ОПСС не влияе по Грейнджър върху реалните цени на жилища	8.31087	0.0039
Реалните цени на жилища не влияят по Грейнджър върху ОПСС	9.540316	0.002

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Ниските p стойности и в двата теста позволяват отхвърлянето на нулевите хипотези и резултатите показват наличието на каузалност и в двете посоки – от ОПСС към реалните цени на жилища и обратно.

Тези резултати подкрепят олигополните характеристики на предлагането на пазара на жилищни имоти, с които може да се определи и българският пазар. ОПСС определя не толкова предлагането на пазара като цяло, а по-скоро на първичния пазар, където се предлагат нови жилища. Инвеститорите не биха продавали на загуба, а промени в ценовите равнища е очаквано да влияят на решението за започване на такива проекти. Покачващи се пазарни цени биха привлекли инвестиции, докато понижаващи се цени биха направили сектора по-малко атрактивен и съответно биха довели до спад в строителството.

Следва да се разгледат резултатите от тестовете между индекса на търгуваните на БФБ АДСИЦ – BGREIT и всеки от селектираните макроикономически фактори.

9) BGREIT и брутен вътрешен продукт (БВП)

Оптималният брой минали стойности за тази двойка е шест според AIC. Следователно изследването за наличието на коинтеграционни връзки се извършва за пет лага. Резултатите и от двата теста на Йохансон (за следа и максимални собствени стойности) са описани в таблица 21.

Таблица 21

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между BGREIT и БВП в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0.2778	0.2382
1	0.5169	0.5169

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

На базата на тези резултати може да се заключи, че не е налична коинтеграция между реалните цени на жилища и БВП в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VAR модел, в който се въвеждат диференцираните стойности на величините. Тестът се извършва и в двете посоки с пет на брой минали стойности. Резултатите са описани в таблица 22.

Таблица 22

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между BGREIT и БВП в България

Модел: VAR		
Брой минали стойности: 5		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	<i>p</i>
БВП не влияе по Грейнджър върху BGREIT	4.386678	0.4952
BGREIT не влияе по Грейнджър върху БВП	8.181497	0.1465

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите от теста на Грейнджър показват, че липсват доказателства за каузалност между индексът BGREIT и БВП в която и да е посока между двете. При сравнението на тези резултати с тези при преките инвестиции в недвижими имоти се наблюдава първото различие между двата пазара. При преките инвестиции пазарът се влияе от БВП, докато при косвените инвестиции няма доказателства за такова влияние.

10) BGREIT и инфлация

VAR моделът, съставен от индекса BGREIT и инфлацията, определя оптималния брой лагове на шест според AIC. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с пет минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 23.

Резултатите показват, че не е налична коинтеграция между BGREIT и инфлацията в България.

Таблица 23

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между BGREIT и инфлацията в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (<i>p</i>)	Тест за максимални собствени стойности (<i>p</i>)
0	0.4912	0.4092
1	0.8154	0.8154

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VAR модел, в който се въвеждат диференцираните стойности на величините и с пет на брой минали стойности. Резултатите са описани в таблица 24.

Таблица 24

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между BGREIT и инфлацията в България

Модел: VAR		
Брой минали стойности: 5		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	<i>p</i>
Инфлацията не влияе по Грейнджър върху BGREIT	6.167584	0.2903
BGREIT не влияе по Грейнджър върху инфлацията	2.252162	0.8133

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Нулевите хипотези и в двете посоки могат да бъдат приети. Съответно липсва влияние между цените на акциите на АДСИЦ и инфлацията в страната. Това е идентично с резултатите при преките инвестиции. Следователно няма доказателства, че преките или косвените инвестиции в недвижими имоти успяват да защитят инвестирания капитал от инфлация в България.

11) BGREIT и безработица

Оптималният брой минали стойности в тази система е шест. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с пет минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 25.

Таблица 25

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между BGREIT и безработицата в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (<i>p</i>)	Тест за максимални собствени стойности (<i>p</i>)
0	0.031	0.0205
1	0.6616	0.6616

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите показват, че е налична коинтеграция между BGREIT и безработицата в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VEC модел с пет на брой минали стойности. Резултатите са описани в таблица 26.

Резултатите разкриват, че безработицата не влияе върху индекса BGREIT в краткосрочен план. Наличието на коинтеграция между двете величини обаче е доказателство за обвързаност между тях в дългосрочен план. Тук се забелязва разлика в обвързаността на преки и косвени инвестиции с безработицата в

страната. Докато при преките инвестиции тестовете показват съществуването на влияние в посока от безработицата към цените на жилищни имоти единствено в краткосрочен план, то при косвените инвестиции такова влияние не се доказва, а съществува обвързаност в дългосрочен план.

Таблица 26

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между BGREIT и безработицата в България

Модел: VEC		
Брой минали стойности: 5		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	<i>p</i>
Безработицата не влияе по Грейнджър върху BGREIT	1.144376	0.9501
BGREIT не влияе по Грейнджър върху безработицата	15.52461	0.0083

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

При косвените инвестиции тестът на Грейнджър разкрива каузалност от BGREIT към безработицата. Съществуването на толкова силно влияние на АДСИЦ сектора върху състоянието на икономиката и нивото на безработицата в страната е извън обхвата на това изследване. На финансовия пазар промените на цените на акциите се базират на промени в очакванията на инвеститорите, като отразяват не само очаквания за сектора, а и за цялата икономическа конюнктура в страната и света. Поради тази причина тези промени се случват по-бързо в сравнение с промени в реалния сектор, което може да обясни каузалността в тази посока.

12) BGREIT и средна месечна работна заплата (СМРЗ)

AIC определя, че оптималният брой лагове в тази система е пет. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с четири минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 27.

Те показват, че е налична коинтеграционна връзка между BGREIT и СМРЗ в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VEC модел, в който се задават минали стойности от четвърти порядък. Резултатите са описани в таблица 28.

Таблица 27

**Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между BGREIT и средната
месечна работна заплата в България**

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (<i>p</i>)	Тест за максимални собствени стойности (<i>p</i>)
0	0	0.0001
1	0.0147	0.0147

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Таблица 28

**Резултати от теста за Грейнджър каузалност между BGREIT и средната месечна
работна заплата в България**

Модел: VEC			
Брой минали стойности: 4			
Нулева хипотеза		Хи-квадрат	<i>p</i>
CMP3 не влияе по Грейнджър върху BGREIT		45.89589	0
BGREIT не влияе по Грейнджър върху CMP3		0.989326	0.9114

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Те разкриват каузалност само в едната посока – от CMP3 към индекса BGREIT. Повишаването в заплащането на населението увеличава техните възможности за спестяване и инвестиране. Имайки предвид, че косвените инвестиции в недвижими имоти не изискват значителен капитал, то увеличението на дохода води до по-добри възможности на населението да инвестират в акции на АДСИЦ.

13) BGREIT и количество пари в икономиката

Оптималният брой минали стойности за тази система между M3 и BGREIT е пет. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с четири минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 29.

Таблица 29

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между BGREIT и M3 в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (<i>p</i>)	Тест за максимални собствени стойности (<i>p</i>)
0	0	0
1	0.1924	0.1924

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Те показват, че е налична коинтеграционна връзка между BGREIT и МЗ в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VEC модел, в който се задават минали стойности от четвърти порядък. Резултатите са описани в таблица 30.

Таблица 30

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между BGREIT и МЗ в България

Модел: VEC		
Брой минали стойности: 4		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	<i>p</i>
МЗ не влияе по Грейнджър върху BGREIT	12.91915	0.0117
BGREIT не влияе по Грейнджър върху МЗ	12.14459	0.0163

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите разкриват краткосрочно влияние на МЗ върху BGREIT и обратно. Влиянието в посока от МЗ към BGREIT има икономическа логика и резултатите от разгледаните изследвания в първа глава го подкрепят. Увеличение в количеството пари в икономиката води до увеличение в количеството капитал, който се инвестира, както от самите АДСИЦ в недвижими имоти, така и от индивидуалните инвеститори в техни акции. От друга страна, за влиянието в обратната посока – от BGREIT към МЗ, липсва икономическа логика. МЗ е част от монетарната политика, която се определя от централната банка и промените в нея се стремят да постигнат стабилност в икономиката и финансовия сектор. Поради това, въпреки резултатите от теста на Грейнджър, няма как да се приеме съществуването на влияние в тази посока.

14) BGREIT и среден лихвен процент по ипотечни кредити

Според AIC оптималният брой минали стойности при тази двойка е пет. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с четири минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 31.

Таблица 31

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между BGREIT и средния лихвен процент по ипотечни кредити в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (<i>p</i>)	Тест за максимални собствени стойности (<i>p</i>)
0	0.2862	0.3034
1	0.2873	0.2873

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите показват, че не е налична коинтеграционна връзка между BGREIT и средния лихвен процент по ипотечни кредити в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VAR модел, в който се въвеждат диференцираните стойности на величините и с четири на брой минали стойности. Резултатите са описани в таблица 32.

Те показват наличие на влияние в посока от средния лихвен процент по ипотечни кредити върху индекса BGREIT. Лихвеният процент е част от монетарната политика на централната банка и сходно с количеството пари в икономиката влияе на цените на акции на АДСИЦ. Ниският лихвен процент по депозити, както и наличието на увеличаващи се спестявания на българското население в банкови сметки предоставят възможност на банките да предлагат ипотечни кредити с ниски лихви. Освен индивидуалните инвеститори АДСИЦ също могат да се възползват от тези условия и да привлекат сравнително евтин капитал за осъществяването на своите проекти.

Таблица 32

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между BGREIT и средния лихвен процент по ипотечни кредити в България

Модел: VAR		
Брой минали стойности: 4		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	<i>p</i>
Средният лихвен процент по ипотечни кредити не влияе по Грейнджър върху BGREIT	10.67645	0.0305
BGREIT не влияе по Грейнджър върху средния лихвен процент по ипотечни кредити	4.301895	0.3667

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

15) BGREIT и бруто образуване на основен капитал (BOOK) в строителство

Според AIC оптималният брой минали стойности при тази двойка е три. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с две минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 33.

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между BGREIT и BOOK строителство в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0.0306	0.0716
1	0.0565	0.0565

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите между двата теста се различават, като тестът за следа показва, че е налична коинтеграционна връзка между BGREIT и BOOK строителство в България, а при теста за максимални собствени стойности не може да отхвърли нулевата хипотеза. В тази ситуация по-голямо значение се предава на теста за следа, тъй като при него се вземат предвид всички по-малки собствени вектори. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VEC модел и с две на брой минали стойности. Резултатите са описани в таблица 34.

Таблица 34

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между BGREIT и BOOK строителство в България

Модел: VEC		
Брой минали стойности: 2		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	p
BOOK строителство не влияе по Грейнджър върху BGREIT	6.268221	0.0435
BGREIT не влияе по Грейнджър върху BOOK строителство	9.711264	0.0078

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Нулевите хипотези и в двете посоки на теста на Грейнджър могат да бъдат отхвърлени и следователно са налични доказателства за влияние между BOOK в строителство и BGREIT в двете посоки в краткосрочен план. Наличието на коинтеграционна връзка между величините също показва, че двете са обвързани и в дългосрочен план. Цените на акциите на финансовия пазар се променят по-бързо в сравнение с цените на реалните активи, поради по-високата ликвидност на ценните книжа. В резултат на това промени в търсенето могат да афектират цените на акциите в по-голяма степен в сравнение с цените на имотите на реалния пазар.

Каузалната връзка от индекса BGREIT към BOOK в строителството, показва, че и пазарът на косвени инвестиции в недвижими имоти влияе на търсенето. И двете величини – цените на ценните книжа и търсенето, са функции на очакванията за бъдещото представяне на инвестиционните активи.

16) BGREIT и обем производство в сградно строителство (ОПСС)

Оптималният брой минали стойности за тази система между ОПСС и BGREIT е четири. Тестът за коинтеграция на Йохансон се извършва съответно с три минали стойности на величините. Резултатите са описани в таблица 35.

Таблица 35

Резултати от теста на Йохансон за коинтеграция между BGREIT и ОПСС в България

Брой коинтеграционни връзки	Тест за следа (p)	Тест за максимални собствени стойности (p)
0	0	0
1	0.1209	0.1209

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите показват, че е налична коинтеграционна връзка между BGREIT и ОПСС в България. Следователно се провежда тест за каузалност по Грейнджър с VEC модел, в който се задават минали стойности от трети порядък. Резултатите са описани в таблица 36.

Таблица 36

Резултати от теста за Грейнджър каузалност между BGREIT и ОПСС в България

Модел: VEC		
Брой минали стойности: 3		
Нулева хипотеза	Хи-квадрат	p
ОПСС не влияе по Грейнджър върху BGREIT	0.729628	0.8662
BGREIT не влияе по Грейнджър върху ОПСС	0.520386	0.9144

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Те разкриват, че няма доказателства за краткосрочно влияние на ОПСС върху BGREIT и обратно. Наличието на коинтеграционна връзка показва, че двете величини са обвързани в дългосрочен план и изменението им е сходно във времето. Това може да се дължи на дългия пери-

од на строителство, който е необходим за изграждане и привеждане в експлоатация на новите сгради, които да започнат да носят доходи на АДИСЦ. Също така възвръщаемостта на инвестицията отнема по-дълъг период, ако се управлява и отдава под наем една нова сграда, отколкото при нейната продажба. Това допълнително увеличава срока и риска на възвръщане на инвестицията, което обяснява наличието на обвързаност между цените на акциите на АДИСЦ и ОПСС в дългосрочен план, но не и в краткосрочен.

Резултатите от изследването за дългосрочно и краткосрочна обвързаност на цените на активите на пазарите за преки и косвени инвестиции в недвижими имоти в страната със селектираните основни макроикономически фактори разкриват, че съществуват различия между двата пазара и тяхната взаимовръзка с различните макроикономически показатели. Таблица 37 съдържа обобщение на резултатите от тестовете на Йохансон (за обвързаност в дългосрочен план) и Грейнджър (влияние в краткосрочен план) между цените на жилищни имоти и акциите на АДИСЦ и изследваните макроикономически фактори.

В дългосрочен план реалните цени на жилищата са обвързани със средната месечна работна заплата, количеството пари в икономиката, средния лихвен процент по ипотечни кредити и търсенето на недвижими имоти (изразено чрез БООК в строителство). Доходността на населението е свързана с възможността за натрупване на спестявания и кредитния капацитет на домакинствата, с които се финансират преките инвестиции в недвижими имоти. Монетарната политика определя достъпността и цената на привлечения ресурс, като влияе и на икономиката като цяло. Българската банкова система се характеризира с растящ размер на спестяванията на домакинствата, които се съхраняват в депозити. Тази ликвидност позволява на банките да предлагат атрактивни условия по ипотечни кредити в страната.

Сравнение на взаимовръзките между пазарите на преки и косвени инвестиции в недвижими имоти и изследваните макроикономически фактори в България

Макро-икономически фактор	Дългосрочна обвързаност с макроикономически фактори		Краткосрочно влияние от макроикономически фактори	
	Реални цени на жилища (преки инвестиции)	BGREIT (косвени инвестиции)	Реални цени на жилища (преки инвестиции)	BGREIT (косвени инвестиции)
БВП	✗	✗	✓	✗
Инфлация	✗	✗	✗	✗
Безработица	✗	✓	✓	✗
СМРЗ	✓	✓	✗	✓
МЗ	✓	✓	✓	✓
Среден лихвен процент по ипотечни кредити	✓	✗	✗	✓
БООК в строителство	✓	✓	✗	✓
ОПСС	✗	✓	✓	✗

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Цените на акциите на АДСИЦ са обвързани в дългосрочен план с безработицата, средната месечна работна заплата, количеството пари в икономиката, търсенето на недвижими имоти и обема на продукция в строителството. АДСИЦ допринасят към търсенето и предлагането на сгради, тъй като финансират изграждането на нови сгради, закупуват съществуващи и ги подобряват, след което ги предлагат на наемния пазар или за продажба. Обвързаността с безработицата може да се разглежда като отражение на нагласите на бизнеса и неговите нужди за справяне с очаквания обем работа както от към работна сила, така и от работно пространство. Доходността на населението е свързана с търсенето. Тя определя възможността на индивидуалните инвеститори да вложат средства в ценните книжа на АДСИЦ. По-високото заплащане допринася за по-големи вноски в пенсионните фондове, които спадат към институционалните инвеститори, вложващи средства в АДСИЦ.

В краткосрочен план влияние върху реалните цени на жилища оказват БВП, безработицата, количеството пари в икономиката и предлагането

(измерено чрез обема на продукцията в сградното строителство). Съществува връзка между БВП и безработицата, като те разкриват състоянието на икономиката в страната и влияят върху търсенето на пазара на жилища. Количеството пари в икономиката спомага както за търсенето, така и за предлагането на пазара на жилища. По-голям размер на МЗ означава, че паричният ресурс е по-достъпен за купувачи и инвеститори. Докато използването на кредит за покупка на жилище се разраства сред населението, то при инвеститорите финансирането на нови строителни проекти с привлечен ресурс е по-разпространено.

При пазара на косвени инвестиции в недвижими имоти се забелязват някои различия и при факторите, влияещи на индекса BGREIT в краткосрочен план. Това са доходността на населението, количеството пари в икономиката, средният лихвен процент по ипотечни кредити и търсенето. Търсенето определя обема на инвестициите в недвижими имоти с цел да се задоволят нуждите от такива активи на населението и бизнеса. Доходите допринасят за възможностите на домакинствата да инвестират средства в ценни книжа на АДСИЦ, както и на институционални инвеститори като пенсионните фондове, чиито капиталови потоци зависят от пенсионните вноски. Достъпността и цената на привлечения ресурс влияят на АДСИЦ, като определят разходите им за обслужване на привлечените ресурси. Като институционални инвеститори те притежават по-голяма кредитоспособност от индивидуалните инвеститори и могат да привлекат по-голям обем средства.

Цените на инвестиционните активи са взаимосвързани с различни макроикономически фактори и в различна степен в отделните държави, които са породени от специфичните особености на техните пазари. Изследването в този труд се фокусира върху българския пазар. Резултатите разкриват специфичните макроикономически фактори, които са обвързани с капиталовата възвръщаемост на преки и косвени инвестиции в недвижими имоти в България. Впечатление прави, че монетарната политика влияе и на двата пазара в дългосрочен и краткосрочен план. Икономическата активност влияе в краткосрочен план върху цените на жилищни имоти, а е обвързана в дългосрочен план с представянето на индекса BGREIT (чрез безработицата).

Различия се наблюдават и във връзката между търсенето и предла-

гането на двата пазара. Доходността на населението и БООК в строителството определят търсенето и на двата пазара – те са обвързани с цените на активите в дългосрочен план. Но в краткосрочен план липсва влияние върху цените на жилища. Предлагањето от своя страна влияе на цените на жилища в краткосрочен план. Това потвърждава ниската еластичност на предлагањето, разнородността на недвижимите имоти и фрагментността на пазара, които позволяват на продавачите да влияят върху цените и допринасят за олигополна специфичност на този пазар. При пазара на косвени инвестиции се наблюдава обратната обвързаност – търсенето влияе на цените на акциите в краткосрочен план, а предлагањето в дългосрочен. Тъй като ценните книжа са хомогенни и се търгуват на централизиран пазар, те са по-ликвидни и сделки се извършват по-лесно и бързо. В резултат инвеститорите имат по-силно влияние в сравнение с реалния пазар. Като институционални инвеститори АДСИЦ инвестират в по-мощабни проекти, които отнемат по-дълго време да бъдат реализирани. Производството в строителството определя в дългосрочен план наличните активи за управление и реализация от АДСИЦ. Резултатите от изследването подкрепят икономическата теория и потвърждават тези основни характеристики и различия между двата пазара в България, като същевременно открояват специфичните макроикономически фактори, които им влияят. Изследователската хипотеза за съществуването на различни зависимости между двата пазара в България и икономическата конюнктура в страната се потвърждава.

2.2. Регресионен модел за влиянието на макроикономическите фактори върху реалните цени на жилища

В този етап на изследването е съставен регресионен модел, като е използван метода на линейните най-малки квадрати (ordinary least squares, OLS). В него цените на жилища са зависимата величина, а макроикономическите фактори са независимите величини. Този метод изисква да са изпълнени четири основни принципа, за да могат изчислените коефициенти от уравнението да се определят като най-добрите линейни безпристрастни оценители (best linear unbiased estimator, BLUE):

- 1) липса на връзка между независимите величини;
- 2) остатъкът да е независим – изследва за наличие на автокорелация

в остатъка чрез тест на Дърбин-Уатсън (DW) (Johnston, DiNardo 1997, Chapter 6.6.1) и тест на Бройш – Годфри множител на Лагранж (Breusch-Godfrey LM test) (Gujarati, Porter, 2009: 438);

3) остатъкът да е хомоскедастичен – използва се тест на Уайт (White 1980);

4) нормална дистрибуция на остатъка – извършва се тест на Харке-Бера (Jarque-Bera), както и графичен тест.

В регресионния анализ са включени тези фактори, които оказват влияние върху цените на жилищни имоти според резултатите от тестовете за каузалност по Грейнджър. От таблица 37 това са БВП, безработицата, количеството пари в икономиката (M3) и обемът продукция в сградно строителство (ОПСС). Те са регресорите, а реалните цени на жилищата са зависимата величина.

Преди преминаване към регресионния анализ се изследва корелацията между независимите величини. За тази цел е съставена матрица за корелация, представена в таблица 38.

Таблица 38

Матрица за корелация между независимите величини

	LN(Безработица)	LN(M3)	LN(ОПСС)	LN(БВП)
LN(Безработица)	1	-0.543291	-0.214509	-0.684163
LN(M3)		1	-0.477152	0.975479
LN(ОПСС)			1	-0.348536
LN(БВП)				1

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

От всички двойки между регресорите се откроява една, чиято корелация е почти 1. Корелацията между БВП и M3 е 0.975, което означава, че двете величини не са независими и се изменят почти идентично. Това противоречи на един от основните принципи за извършване на регресионен анализ чрез метода на най-малките линейни квадрати. Необходимо е изключването на един от двата фактора от уравнението, тъй като поради високата корелация между тях те са взаимозаменяеми за целите на регресионния анализ. За да е изследването по-обективно, се анализират две

регресионни уравнения – в едното е включен БВП като независима величина, а във второто е включено количеството пари в икономиката МЗ като независима величина.

Резултатите от първото регресионно уравнение са обобщени в таблица 39.

Таблица 39

Резултати от първото регресионно уравнение с БВП

Зависима величина: LN(Реални цени на жилища)				
Регресор	Coefficient	Standard Error	<i>t</i> -Statistic	<i>p</i>
LN(Безработица)	-0.174543	0.0269	-6.48941	0
LN(БВП)	0.075703	0.09161	0.82639	0.4113
LN(ОПСС)	0.456748	0.03885	11.7565	0
С	2.640789	0.61015	4.3281	0
R ²	0.877692			
Adj. R ²	0.872596			
D-W Stat.	0.848973			

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите от регресионното уравнение разкриват, че регресионните коефициенти на всички регресори са статистически значими освен този на БВП. Неговата абсолютна стойност на *t*-статистиката е 0.8, което е под критичния праг на значимост от 1.96. Това се потвърждава и от *p* стойността на вероятност, която е 0.4 и надхвърля прага на значимост от 0.05. Тоест, въпреки че регресионният коефициент от 0.08 е в очакваната положителна зависимост с цените на жилища, то поради невъзможността да се отхвърли нулевата хипотеза, той не е статистически различен от 0. В резултат липсват статистически доказателства, че БВП влияе на цените на жилищата заедно с безработицата и ОПСС и следва да се изключи от регресионното уравнение.

Резултатите от второто регресионно уравнение са обобщени в таблица 40. Те са сходни с резултатите от първото уравнение. Отново регресионните коефициенти на всички показатели са значими, с изключение на количеството пари в икономиката МЗ.

Резултати от второто регресионно уравнение с МЗ

Зависима величина: LN(Реални цени на жилища)				
Регресор	Coefficient	Standard Error	<i>t</i> -Statistic	<i>p</i>
LN(Безработица)	-0.1743	0.02275	-7.662	0
LN(МЗ)	0.02101	0.01925	1.0916	0.2786
LN(ОПСС)	0.46631	0.04034	11.5595	0
C	2.85692	0.28771	9.92989	0
R ²	0.878542			
Adj. R ²	0.873482			
D-W Stat.	0.857549			

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Неговата абсолютна стойност на *t*-статистиката е 1,1, което е под критичния праг на значимост от 1.96. Това се потвърждава и от *p* стойността на вероятност, която е 0.3 и надхвърля прага на значимост от 0.05. Следва да се приеме нулевата хипотеза, че коефициентът на МЗ 0.02 не е статистически различен от 0.

Резултатите от двете регресионни уравнения показват, че независимо кой от двата фактора БВП или МЗ е включен в регресионното уравнение, то той не е статистически значим. Следователно те се изключват от регресионния модел за влияние върху реалните цени на жилищата. Резултатите от коригираното регресионно уравнение са обобщени в таблица 41.

Коефициентите на всички показатели са статистически значими, като техните абсолютни *t*-статистики са над 1.96 и *p* стойностите са 0 – под прага на значимост от 0.05. Следователно може да се отхвърли нулевата хипотеза и коефициентите са статистически различни от 0. Следва да се разгледа всеки коефициент дали отговаря на очакванията спрямо взаимодействието на всеки регресор с цените на жилища.

Резултати от регресионно уравнение след изключване на БВП и МЗ

Зависима величина: LN(Реални цени на жилища)				
Регресор	Coefficient	Standard Error	t-Statistic	p
LN(Безработица)	-0.192969	0.01501	-12.8566	0
LN(ОПСС)	0.434425	0.02786	15.5919	0
C	3.131545	0.13977	22.4057	0
R ²	0.876532			
Adj. R ²	0.87315			
D-W Stat.	0.820054			

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Безработицата е свързана обратнопропорционално с цените на жилищата, след като понижение в нейните стойности води до повишение в цените им. Негативният знак пред нейния регресионен коефициент означава, че взаимоотношението между нея и цените на жилищата според регресионното уравнение също е обратнопропорционално. Следователно понижение от 1% в безработицата води до 0.19% повишение в цените на жилищата.

ОПСС се разглежда като функция на предлагането. В един ефикасен пазар предлагането е в обратнопропорционална връзка с пазарната цена – тоест повишение в предлагането води до спад в пазарната цена. Но пазарът на недвижими имоти има олигополни характеристики и продавачите имат изключително влияние върху пазарната цена (както беше потвърдено и от тестовите на Грейнджър). Следователно на пазара на жилищните имоти се наблюдава изключение във взаимовръзката между предлагане и пазарна цена. Регресионният коефициент на ОПСС е положителен и със стойност 0.43, което означава, че 1% промяна в ОПСС води до реципрочна промяна от 0.43% в реалните цени на жилищата.

След като получените регресионни коефициенти са статистически значими и теоретично обосновани, може да се пристъпи към провеждането на допълнителни тестове за техните качества. Вторият принцип на метода на най-малките линейни квадрати се отнася до наличието на автокорелация в остатъка на регресионното уравнение. Стойността на статистиката от теста на Дърбин-Уатсън е 0.8, което е по-близко до 0,

отколкото до необходимата референтна стойност 2. Този тест разкрива, че е много вероятно да е налична автокорелация в остатъка. За да се потвърди това, се извършва тест на Бройш – Годфри множител на Лагранж, включвайки минали стойности от четвърти порядък. Резултатите от теста са обобщени в таблица 42.

Таблица 42

Резултати от теста на Бройш – Годфри множител на Лагранж

Брой минали стойности: 4	
$N \cdot R^2$	29.05592
p	0.000008

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Стойността на вероятност p е практически 0, което е под определения праг на значимост от 0.05. Следователно може да се отхвърли нулевата хипотеза за липса на автокорелация в остатъка. Резултатите подкрепят и заключението от теста на Дърбин-Уатсън. Наличието на автокорелация в остатъците означава, че съществува връзка между остатъците и някоя от изследваните величини. Най-вероятно това е зависимата величина, а именно реалните цени на жилища. Необходима е корекция в регресионното уравнение, като се включат минали стойности на реалните цени на жилища като регресор. Резултатите от така модифицираното регресионно уравнение са обобщени в таблица 43.

Регресионните коефициенти на всички регресори са статистически значими и различни от 0, тъй като абсолютните стойности на техните t -статистики са над 1.96 и стойностите на вероятност са 0 (под определения праг на значимост от 0.05). Знакът пред коефициентите, който разкрива посоката на взаимодействие на безработицата и ОПСС с реалните цени на жилища, се запазва.

Резултати от регресионно уравнение изключващо БВП и МЗ

Зависима величина: LN(Реални цени на жилища)				
Регресор	Coefficient	Standard Error	t-Statistic	p
LN(Безработица)	-0.092009	0.01765	-5.21313	0
LN(ОПСС)	0.179365	0.04008	4.47513	0
LN(Реални цени на жилища)(-1)	0.578964	0.07693	7.52556	0
C	1.358807	0.25739	5.27928	0
R ²	0.931301			
Adj. R ²	0.928398			

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Регресионният коефициент на миналите стойности на реалните цени на жилища е 0.58, което означава, че 1% промяна в тях през предходен тримесечен период води до 0.58% промяна в реалните цени на жилища през следващия го тримесечен период. При безработицата 1% промяна води до 0.09% промяна в цените на жилища в обратна посока. При ОПСС промяна от 1% води до промяна от 0.18% в реалните цени на жилища. Според резултатите от това регресионно уравнение реалните цени на жилища зависят най-силно от собствената си минала стойност, след което от ОПСС и най-слабо биват повлияни от нивото на безработица. Това потвърждава една от характеристиките на реалния пазар на недвижими имоти, където се наблюдава плавно изменение на пазарните цени (price stickiness). Така модифицираното регресионно уравнение обяснява 93% от изменението в реалните цени на жилища ($\text{Adj. } R^2 = 0.93$) през разглеждания период.

При това уравнение няма да се разгледа теста на Дърбин-Уатсън поради наличието на минали стойности на зависимата величина. За установяването на наличие на автокорелация в остатъка се извършва тест на Бройш – Годфри множител на Лагранж, като отново се включват минали стойности от четвърти порядък. Резултатите от теста са обобщени в таблица 44.

Резултати от теста на Бройш – Годфри множител на Лагранж

Брой минали стойности: 4	
N*R2	3.928317
p	0.415794

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Стойността на вероятност p е 0.42, което е над определения праг на значимост от 0.05. Следователно се приема нулевата хипотеза за липса на автокорелация в остатъка. Модификацията на регресионното уравнение с включването на минала стойност на цените на жилища е успешна и елиминира наличната автокорелация. Затова проверката за останалите принципи на метода на най-малките линейни квадрати продължава върху така формираното регресионно уравнение.

Следващият принцип се отнася до дисперсията на остатъка – тя трябва да е еднаква, тоест да е налична хомоскедастичност. За целта се извършва тест на Уайт за хетероскедастичност. Извършва се тест с кръстосани производни между регресорите, тъй като техният брой не е прекалено голям. Резултатите са описани в таблица 45.

Стойността на вероятност p е 0.77, което е над определения праг на значимост от 0.05. Следователно може да се приеме нулевата хипотеза за липса на хетероскедастичност в дисперсията на остатъка. Тоест остатъкът е хомоскедастичен и изпълнява този принцип за регресионния анализ.

Резултати от теста на Уайт за хетероскедастичност с кръстосани производни

Брой регресори: 9	
N*R2	5.651638
p	0.774214

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Последният принцип, който се изследва, се отнася до дистрибуцията на остатъка. За целта се извършва тест на Харке-Бера. Резултатите са обобщени в таблица 46.

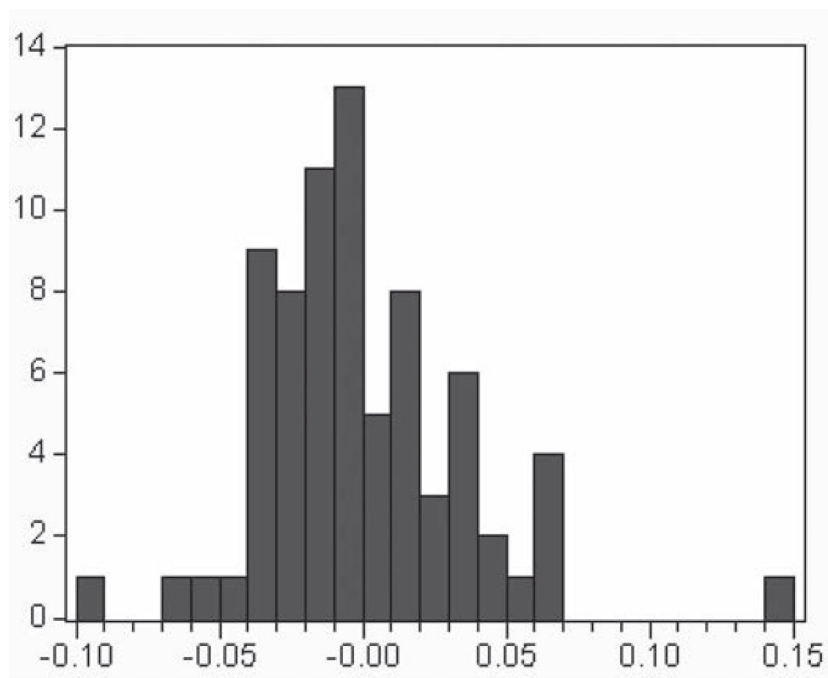
Резултати от теста на Харке-Бера

Брой регресори: 9	
Харке-Бера	36.4492
p	0

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатът показва, че стойността на вероятност p е 0, което е под определения праг на значимост от 0.05. Следователно не може да се приеме нулевата хипотеза за нормална дистрибуция на остатъка. Тъй като броят на записите във времевите редове е сравнително малък, е възможно тестът грешно да отхвърля нулевата хипотеза. Фигура 2 представя графично броя и дистрибуцията на стойностите на остатъците от регресионното уравнение.

Фигура 2 разкрива, че всъщност концентрацията на стойностите на остатъците е около 0, като бройката им намалява, отдалечавайки се от тази стойност. Прави впечатление наличието по една стойност и в двата края на дистрибуцията, като положителната стойност (0.15) надхвърля негативната (-0.10). С изключение на тази аномалия в десния край на дистрибуцията, тя може да се определи като нормална. Допълнителен анализ на остатъците показва, че тази аномалия се проявява в последното тримесечие на 2020 г. Тъй като индексът на реалните цени на жилища се изчислява на базата на други два индекса – номинален индекс на цените на жилища и индекс на потреблението на домакинствата (дефлатор), се анализират тенденциите в тези индекси, публикувани от Евростат, за обосноваване аномалията в остатъка.



Фигура 2. Дистрибуция на остатъците

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора (Eviews).

Номиналният индекс на цените на жилища следва тенденция на растеж през третото и четвъртото тримесечие на 2020 г. и първото тримесечие на 2021 г., като неговите стойности са съответно 138.81, 141.23 и 145.72. Тоест номиналните цени на жилища се покачват плавно, без резки промени. При индекса на потреблението на домакинствата се наблюдава съществен спад именно в четвъртото тримесечие на 2020 г. Неговите стойности през третото и четвъртото тримесечие на 2020 г. и първото тримесечие на 2021 г. са съответно 129.3, 113, 126.7. Причината за покачването в индекса на реалните цени се дължи на значително по-ниската стойност на използвания коефициент за дефлация, поради по-ниското потребление на домакинствата, като то се възстановява до предишните си нива през 2021 г. Следователно тази аномална стойност не се дължи на пазара на недвижими имоти, а на еднократен значителен спад в консумацията на домакинствата, най-вероятно причинен от развитието на Ковид-19 кризата и удължаването на ограничителните мерки в края на 2020 г.

След като тази аномалия е обоснована и причината не е в пазара на недвижими имоти, този запис се коригира, за да не причинява смущение

в статистическия анализ. Тъй като обемът на данните за реалните цени на жилища е ограничен, по-подходящо е да не се изключва това наблюдение през четвъртото тримесечие на 2020 г. (135.97), а да се замести със средната стойност между записите в третото тримесечие на 2020 г. (117.38) и първото тримесечие на 2021 г. (125.49), която се равнява на 121.44.

Така модифицираните данни са отново подложени на регресионен анализ, като резултатите са обобщени в таблица 47.

Таблица 47

Резултати от регресионно уравнение след корекция в индекса на реалните цени на жилища

Зависима величина: LN(Реални цени на жилища)				
Регресор	Coefficient	Standard Error	t-Statistic	p
LN(Безработица)	-0.088645	0.01605	-5.52175	0
LN(ОПСС)	0.173726	0.03755	4.62713	0
LN(Реални цени на жилища)(-1)	0.595044	0.07242	8.21688	0
C	1.30109	0.23786	5.47006	0
R ²	0.944439			
Adj. R ²	0.942091			

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите показват, че всички регресионни коефициенти са значими, като не се наблюдават съществени промени в тях в резултат от направената корекция във времевия ред на индекса на реалните цени на жилища в България. Необходимо е да се извършат и тестовете за автокорелация и хомоскедастичност на остатъка, чиито резултати са обобщени в таблица 48.

Таблица 48

Резултати от теста на Бройш – Годфри множител на Лагранж и от теста на Уайт

Статистики	Тест на Бройш – Годфри за автокорелация	Тест на Уайт за хомоскедастичност
	Брой минали стойности: 4	Брой регресори: 9
N*R2	4.839282	15.46401
p	0.304189	0.078954

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Резултатите и от двата теста показват стойности на вероятност над критичния праг на значимост от 0.05, което означава, че може да се приемат нулевите хипотези за липса на автокорелация и липса на хетероскедастичност при остатъците от регресионното уравнение. Следва да се повтори тестът на Харке-Бера за нормално разпределение на остатъците. Резултатите са обобщени в таблица 49.

Таблица 49

Резултати от теста на Харке-Бера

Брой регресори: 9	
Харке-Бера	0.276762
p	0.870767

Източник: Резултати от статистическо изследване на автора.

Стойността на вероятност p е 0.87, което е над определения праг на значимост от 0.05 и може да се приеме нулевата хипотеза за нормална дистрибуция на остатъка. Тази корекция само на един запис от времевия ред на индекса на реални цени на жилища оказва съществено влияние върху резултата от този тест, като вероятността нараства от 0% до 87%. Следователно може да се заключи, че този тест най-вероятно е повлиян от малкия обем на данните и е дал грешен резултат преди корекцията. Визуалният тест на графиката на разпределението на остатъците във Фигура 2 също потвърждава, че всъщност дистрибуцията им е нормална.

Така формулираното регресионно уравнение задоволява всички принципи на метода на най-малките линейни квадрати и регресионните коефициенти могат да се определят като най-добрите линейни безпристрастни оценители (BLUE). На база на получените резултати може да се заключи, че факторите, които оказват влияние върху реалните цени на жилища в краткосрочен план, са безработицата, предлагането и развитието на реалните цени на пазара на жилищни имоти в България. Факторът с най-силно влияние върху реалните цени на жилища е самият пазар, като 1% промяна в техните минали стойности от предходното тримесечие води до 0.6% промяна в тях през последващото тримесечие. Обемът на производство в сградното строителство (ОПСС) е вторият най-значим фактор, като промяна от 1% в него води до промяна от 0.17% в реалните цени на жилища. С най-слаб ефект върху реалните цени на жилища от

трите е безработицата в страната, като 1% промяна в нея води до промяна от 0.09% в обратната посока. Регресионното уравнение за влияние на макроикономическите фактори в краткосрочен план може да се представи по следния начин:

$$\ln(\text{Реални цени на жилища})_t = 1.30109 - 0.088645 * \ln(\text{Безработица})_t + 0.173726 * \ln(\text{ОПСС})_t + 0.595044 * \ln(\text{Реални цени на жилища})_{t-1} + u \quad (2.1)$$

Заклучение

През разглеждания период от почти 20 години българският пазар на недвижими имоти претърпява динамично развитие, като преминава през различни фази от икономическия си цикъл. Успоредно с това се развива и пазарът за косвени инвестиции в недвижими имоти в страната, като през 2003 г. е урегулиран със специален закон за акционерните дружества със специална инвестиционна цел, чиито акции се котират на БФБ. Данните за двата пазара обхващат период, в който настъпват две световни кризи – финансовата и икономическа криза от 2007 г. и здравната криза през 2020 г., породена от Ковид-19. Интересен аспект от развитието на пазарите за преки и косвени инвестиции е, че глобалната финансова криза предизвиква корекция и период на възстановяване в тях, а кризата с Ковид-19 довежда до завишен растеж на цените и при двата типа инвестиции в недвижими имоти. Инвестиционните активи и в двата пазара продължават да увеличават стойността си, като достигат нови върхове на ценовите равнища.

Основната цел на този труд е посветена на сравнително слабо разработена тема в българската литература – връзка на пазарите за преки и косвени инвестиции в недвижими имоти с основни макроикономически фактори, които проследяват развитието на икономическата конюнктура в страната. Макроикономическите показатели успяват да обяснят съществена част от изменението на цените на инвестиционните активи, като връзката между тях и цените на активите е по-силно изразена в развиващи се пазари, какъвто е българският. Това допълнително засилва интереса към изследването на потенциалните различия между развитието на цените на активите на двата пазара и макроикономическите фактори, въпреки че и двата типа инвестиции се основават на един и същ актив –

недвижимите имоти.

Значителна част от стойността на инвестиционните активи е концентрирана в недвижими имоти както в световен, така и в национален мащаб. Сравнително слабо развитият финансов пазар в страната води до засилен интерес за закупуването на жилищен имот като инвестиция, който незадължително се управлява, за да генерира доходи от наем. Дори собственият дом се превръща в инвестиция с цел съхраняване на капитала и възможност за финансиране на покупка на нов при желание или нужда от промяна. Тази популярност на жилищните имоти се дължи също и на народопсихологични нагласи и възприеманата сигурност на инвестициите в тях. Извършеният анализ показва, че оценката на жилищния пазар в страната го определя като водещ сегмент сред различните видове недвижими имоти и значително надхвърля капитализацията на АДСИЦ дружествата. Ключовата роля на пазара на жилищни имоти за икономиката в страната и инвеститорите е причина да се задълбочи анализът му.

За селекцията на основни макроикономически фактори, използвани за изследването на тази връзка между пазарите и икономиката в страната, са адаптирани няколко съществуващи макроикономически модела. На национално ниво са разгледани два такива модела, разработени от Министерството на финансите – индикатор на икономическата активност (ИИА) и макроикономически модел за оценка на ефекти върху основни макроикономически и бюджетни показатели. Използван е и модел, който проследява развитието на икономиката в еврозоната, подобен на българския индикатор на икономическа активност, наречен еврокойн. Тези модели са базирани на широк набор от показатели, като основните фактори, които се включват в тях, са от макрофинансов характер. Селекцията на изследваните фактори е подкрепена и от обширен литературен обзор, като се използват резултатите от съществен брой изследвания, посветени на различни по характеристики и степен на развитие чуждестранни пазари. Заключениета от тях са адаптирани за българския пазар, като са разгледани и публикации на български автори, които се фокусират главно върху пазара на жилища. На тази база подбраните макроикономически фактори за целите на настоящото изследване са БВП, инфлация, безработица, средна месечна работна заплата, количество пари в икономиката (M3), среден годишен лихвен процент по ипотечни кредити, бруто обра-

зуване на основен капитал (BOOK) в строителство и обем на производство в сградно строителство (ОПСС).

Чрез статистически методи е изследвана взаимовръзката между всеки от тези макроикономически показатели и цените на инвестиционните активи. Анализът е проведен по двойки между всеки показател и съответно реалните цени на жилища и индекса BGREIT. Изследвано е наличието на коинтеграция, чрез теста на Йохансон, която е знак за дългосрочна обвързаност между всяка двойка величини, а за статистическо влияние на макроикономическите фактори върху цените на активите в краткосрочен план е проведен тест за каузалност по Грейнджър. Резултатите разкриват, че цените на жилищните имоти и на акциите на АДИСЦ в България са обвързани със сходни макроикономически показатели в дългосрочен план. Различия между двата пазара се наблюдават предимно в краткосрочен план, като количеството пари в икономиката е единственият фактор, който влияе и на двата пазара. Резултатите показват, че в България пазарът на преки инвестиции в недвижими имоти има олигополен характер, където производителите имат влияние върху него в краткосрочен план. От друга страна пазарът на косвени инвестиции в недвижими имоти се влияе предимно от факторите на търсене. Емпиричните резултати подкрепят теоретичните характеристики на двата пазара.

Анализът на пазара за преки инвестиции в недвижими имоти е задълбочен, като е направен регресионен анализ за взаимното влияние на макроикономическите фактори върху реалните цени на жилища в страната. На базата на резултатите от изследването за влияние по Грейнджър е съставено регресионно уравнение, в което реалните цени на жилища са зависимата величина, а всички показатели, които им влияят в краткосрочен план, са независими величини или регресори. Изследвана е статистическата значимост на всеки регресор, като са запазени само статистически значимите фактори. Това се явяват безработицата, която има обратнопропорционален ефект, и ОПСС, представляващо нивото на предлагане в страната, което има правопрпорционален ефект. Именно последният фактор е с най-силно влияние. Така формулираното регресионното уравнение е подложено на допълнителни тестове за потвърждение, че то задоволява всички принципи на метода на най-малките линейни квадрати и регресионните коефициенти могат да се определят

като най-добрите линейни безпристрастни оценители. За да се задоволят тези принципи, е включен допълнителен регресор, който представлява минала стойност на зависимата величина (реалните цени на жилища). Това потвърждава още една характеристика на пазара на преки инвестиции в недвижими имоти – цената се влияе от тенденцията на пазара и промените се случват сравнително плавно.

Изследването се базира на макроикономически данни и е невъзможно да замести конкретния анализ, който е препоръчително да се извършва при всяко едно решение за инвестиция в недвижими имоти. Механизмът на ценообразуване на жилищните имоти в действителността е сложен и динамичен процес. Регресионният модел е опит да се опрости реалността и да се обогати наличният инструментариум за анализиране на пазара на жилищни имоти на база на наличните данни и използваните статистически методи.

Използвана литература

1. Агенция за икономически анализи и прогнози (2008). Индикатор на икономическата активност в България, № 1/2008 (<https://www.minfin.bg/upload/8950/I.I.A.1.2008.pdf>, 16.09.2024)

(Agencia za ikonomicheski analizi i prognozi (2008). Indikator na ikonomicheskata aktivnost v Bulgaria, № 1/2008 (<https://www.minfin.bg/upload/8950/I.I.A.1.2008.pdf>, 16.09.2024))

2. Аркореал (2024). Анализ на пазара на недвижими имоти през първото тримесечие на 2024 г. (arcoreal.bg/блог/1179, 11.05.2024)

(Arcoreal (2024). Analiz na pazara na nedvizhimi imoti prez purvoto trimesechie na 2024 g. (arcoreal.bg/блог/1179, 11.05.2024))

3. Асенова, М. (2012). Допускане до търговия на регулираните пазари на ценни книжа на БФБ. София АД. // *Ново Знание*, год. 1(4), с. 93-101

(Asenova, M. (2012). Dopuskane na turgoviya na reguliranite pazari na tsenni knozha na BFB – Sofia AD. // *Novo Znanie*, Vol. 1(4), pp. 93-101)

4. Василева, И. (2006). Конструирание на индикатори за българската икономика с обобщени динамични факторни модели. Серия икономически изследвания, бр. 4, Агенция за икономически анализи и прогнози (<https://www.minfin.bg/upload/9112/K.I.B.I.2006.pdf>, 16.09.2024)

(Vasileva, I. (2006). Konstruirane na indikatori za bulgarskata iekonomika s obobshteni dinamichni faktorni modeli. Seriya ikonomicheski izsledvaniya, Issue 4, Agencia za ikonomicheski analizi i prognozi. (<https://www.minfin.bg/upload/9112/K.I.B.I.2006.pdf>, 16.09.2024)

5. Ганев, К., Василев А., Ганева, Р. (2019). Техническа документация на симулационния макроикономически модел за оценка на ефекти върху основни макроикономически и бюджетни показатели. Министерство на финансите (https://www.minfin.bg/upload/46186/doc_minfin_sim_ed.pdf, 16.09.2024)

(Ganev, K., Vasileva, A., Ganeva, R. (2019). Tehnicheska dokumentaci q za simulacionniya makroikonomicheski model za ocenka na efekti varhu osnovni makroikonomicheski i byudzhetni pokazateli. Ministerstvo na finansite (https://www.minfin.bg/upload/46186/doc_minfin_sim_ed.pdf, 16.09.2024)

6. Иванов, П. (2023). Изследване на жилищните цени и обуславящите тяхното изменение фактори. УИСС

(Ivanov, P. (2023). Izsledvane na zhlishtnite ceni i obuslavyashtite tyahnoto

izmenenie faktori. UNSS)

7. Йовкова, Й. (2019). Недвижима собственост и икономически растеж. // *Недвижими имоти & бизнес*, том. 3, с. 145-150

(Yovkova, Y. (2019). Nedvizhimi imoti i ikonomicheski rastezh. // *Nedvizhimi Imoti & Biznes*, Vol. 3, pp. 145-150)

8. Калчев, Р. (2017) Един аспект на достъпността на жилищата в България. // *Варна: Наука и икономика*, с. 15-24

(Kalchev, R. (2017). Edin aspekt na dostupnostta na zhlishta v Bulgaria. Varna: *Nauka i ikonomika*, pp. 15-24)

9. Карадимова, Д. (2018) Факторно влияние на цените на жилищата в България: кросспектрален анализ. // *Известия на Съюза на учените – Варна. Серия икономически науки*, том 7(2), с. 184-191

(Karadimova, D. (2018) Faktorno vliyanie na tsenite n zhlishta v Bulgaria: krosspektralen analiz. // *Izvenstiya na Sayuza na uchenite – Varna. Seriya ikonomicheski nauki*, Vol. 7(2), pp. 184-191)

10. Мавров, Х. (2018) Динамика на жилищните цени и макроикономическите им ефекти – данни от България. // Сборник с доклади от 33-та международна научно-практическа конференция – ноември 2018, Варна: *Наука и икономика*, с. 135-144

(Mavrov, H. (2018). Dinamika na zhlishtnite ceni i makroikonomichesките im efekti – danni ot Bulgaria. // Sbornik s dokladi ot 33-ta mezhhdunarodna nauchno-prakticheska konferentsiya – noemvri 2018, Varna: *Nauka i ikonomika*, pp. 135-144)

11. Министерство на финансите (2024). Индикатор на икономическата активност в България, бр. 2/2024 (https://www.minfin.bg/upload/59219/EAI_2%2724_en.pdf, 16.09.2024)

(Ministerstvo na finansite (2024). Indikator na ikonomicheskata aktivnost v Bulgaria, Issue 2/2024 (https://www.minfin.bg/upload/59219/EAI_2%2724_en.pdf, 16.09.2024)

12. Национален статистически институт (2024). Брутен вътрешен продукт през 2023 година. (https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/pressreleases/GDP2023rev_3TOIME0.pdf, 15.11.2024)

(Natsionalen statisticheski institut (2024). Bruten vutreshen product prez 2023 godina. (https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/pressreleases/GDP2023rev_3TOIME0.pdf, 15.11.2024)

13. Национален статистически институт (<https://www.nsi.bg/bg/content/766/статистически-данни>, 11.05.2024)

(Natsionalen statisticheski institut (<https://www.nsi.bg/bg/content/766/статистически-данни>, 11.05.2024)

14. Стефанов, Д. (2018) Ипотечното кредитиране – ключов фактор на пазара на жилищни недвижими имоти. // *Научни трудове на УНСС*, том 4, с. 61-74

(Stefanov, D. (2018). Ipotechno kreditirane – klyuchov factor na pazara na zhlishtni nedvizhimi imoti. // *Nauchni trudove na UNSS*, Vol. 4, pp. 61-74)

15. Стефанов, Д., Димитрова, М. (2020). Развитие на строителната активност в България в периода 2010 – 2019 година. *Варна: Наука и икономика*, с. 60-68

(Stefanov, D. and Dimitrova, M. (2020) Razvitie na stroitelnata aktivnost v Bulgaria v preioda 2010-2019 godina. *Varna: Nauka i ikonomika*, pp. 60-68)

16. Adams, Z., R. Füss (2010) Macroeconomic Determinants of International Housing Markets. // *Journal of Housing Economics*, Vol. 19, pp. 38-50

17. Advance Terrafund (2024). (advanceterrafund.bg/bg/struktura-na-portfeyla, 14.05.2024)

18. Akimov, A., Lee, C., Stevenson, S. (2020). Interest Rate Sensitivity in European Public Real Estate Markets. // *Journal of Real Estate Portfolio Management*, Vol. 25(2), pp. 138-150

19. Altissimo, F. et al. (2007). New Eurocoin: Tracking economic growth in real time. // *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 92, pp. 1024-1034, available in the Bank of Italy's series Temi di Discussione (Working Papers), 631 (http://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/temi-discussione/2007/2007-0631/en_tema_631.pdf, Accessed: 16.09.2024)

20. Anundsen, A., Jansen, E. (2013) Self-reinforcing effects between housing prices and credit: an extended version. // *Statistics Norway*, Discussion Papers No. 756 (https://ssb.brage.unit.no/ssb-xmlui/bitstream/handle/11250/2627912/DP756_web.pdf?sequence=1&isAllowed=y, 22.05.2024)

21. Aprigliano, V., Emiliozzi, S., Lippi, M. (2022) Tracking economic growth in real time during the pandemic: a rationale for a revision of €-coin. Occasional Papers 703 (https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/qef/2022-0703/QEF_703_22.pdf?language_id=1, 16.09.2024)

22. Arora, P., Killins, R., Gangineni, P. (2019) REIT-Specific and

Macroeconomic Determinants of REIT Returns: Evidence from Singapore. // *Accounting and Finance Research*, Vol. 8(3), pp. 27-42

23. Axelsson, B., Song, H. (2023) The effect of quantitative easing and quantitative tightening on U.S. equity REIT returns. *KTH*, Working Paper 2023:9, (<https://kth.diva-portal.org/smash/get/diva2:1801031/FULLTEXT02.pdf>, 22.05.2024)

24. Belke, A., Keil, J. (2017). Fundamental determinants of real estate prices: A panel study of German regions. // *International Advances in Economic Research*, Vol. 24(3), pp. 25-45

25. Bref BG (2024). (brefbg.com/en/portfolio/, 14.05.2024)

26. BS Properties (2024) (bsproperties.eu/projects-intro.htm, 14.05.2024)

27. BSE (2024) [Online]. (bse-sofia.bg/bg/market-segmentation, 12.05.2024)

28. Burgert, M., Eugster, J., Otten, V. (2024). The interest rate sensitivity of house prices: international evidence on its state dependence. // *SNB Working Papers*, Issue 1/2024 (file:///C:/Users/bogi_/Downloads/working_paper_2024_01.pdf, 22.05.2024)

29. Capital.bg (2024) (capital.bg/biznes/imoti/2024/04/23/4612849_stroitelni_predpriemachi_prez_jivota_si_shte_smenite/, 11.05.2024)

30. Case, K., Quigley, J., Shiller, R (2005). Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market. // *Advances in Macroeconomics*, Berkeley Electronic Press, Vol. 5(1), pp. 1235-1235

31. Case, K. (2000). Real Estate and the Macroeconomy. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1(2), pp. 119–158

32. CBRE (2024). Market reports Sofia H2 2023. (<https://www.cbre.com/insights#market-reports>, 11.05.2024)

33. CCB Real Estate Fund (2024) (ccbrealestatefund.com/, 14.05.2024)

34. Chaudhry, M., Bhargava, V., Weeks, H. (2022) Impact of economic forces and fundamental variables on REIT returns. // *Applied economics*, Vol. 54(53), pp. 6179-6201

35. Chien, M., Lee, C., Cai, S. (2014). A Panel Cointegration Analysis for Macroeconomic Determinants of International Housing Market. // *International Journal of Economics and Management Engineering*, Vol. 8 (7), pp. 2058-2065

36. Chirsty, Y., Novita, M., Soemartojo, S. (2021). Analysis of Residential Property Price Index (RPPI) Using Multi Input Transfer Function. // *Journal of Physics: Conference Series*, Vol. 1863

37. Chui, L., Chai, K. (2005) An Empirical Study of the Relationship between Economic Growth, Real Estate Prices and Real Estate Investments in Hong Kong. // *Surveying and Built Environment*, Vol. 16(2), pp. 19-32
38. Cohen, V., Burinskas, A. (2020) The Evaluation of the Impact of Macroeconomic Indicators on the Performance of Listed Real Estate Companies and REITs. // *Ekonomika*, Vol. 99(1), pp. 79-93
39. Cohen, V., Karpavičiūtė, L. (2017) The Analysis of The Determinants of Housing Prices. // *Independent Journal of Management & Production (IJM&P)*, Vol. 8(1), pp. 49-63
40. Colliers (2024) Real Estate Market Overview H2 2023 | Bulgaria. (<https://www.colliers.com/en-bg/research/real-estate-market-overview-h2-2023-bulgaria>, 11.05.2024)
41. Cushman & Wakefield Forton Bulgaria (2024). Bulgaria Marketbeat Q4 2023. (<https://cwforton.com/insights/>, 11.05.2024)
42. Demary, M., Voigtlander, M. (2009). The Inflation Hedging Properties of Real Estate: A Comparison between Direct Investments and Equity Returns. *Research Center for Real Estate Economics*, Institut der deutschen Wirtschaft Köln, Germany
43. Dieckelmann, D. et al. (2023). House prices and ultra-low interest rates: exploring the non-linear nexus. // *ECB Working Paper Series*, №2789 (<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2789~9e79458ee5.en.pdf>, 22.05.2024)
44. Droes, M., Minne, A. (2016) Do the Determinants of House Prices Change over Time? Evidence from 200 Years of Transactions Data. // *European Real Estate Society*, ERES 2016_227 (<https://www.aeaweb.org/conference/2017/preliminary/paper/7NHnQiSz>, 22.05.2024)
45. Dvorkin, M., Shell, H. (2016). The Recent Evolution of U.S. Local Labor Markets. // *Federal Reserve Bank of St. Louis* (<https://research.stlouisfed.org/publications/economic-synopses/2016/08/01/the-recent-evolution-of-u-s-local-labor-markets/>, 25.10.2023)
46. Engle, R., Granger, C. (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. // *Econometrica*, Vol. 55(2), pp. 251-276
47. Eurostat (2023). Housing in Europe (<https://ec.europa.eu/eurostat/web/interactive-publications/housing-2023>, 11.05.2024)
48. Eviews (2024) Information Criteria Definitions (<https://www.eviews.com/help/helpintro.html#page/content%2Finfoapp-Definitions.html%23>, 20.09.2024)

49. Ewing, B., Payne, J. (2005) The response of real estate investment trust returns to macroeconomic shocks. // *Journal of Business Research*, Vol. 58(3), pp. 293-300
50. Fannie Mae (2024) February 2024 National Housing Survey Data Release (<https://www.fanniemae.com/media/document/pdf/nhs-monthly-data-022024>, 19.03.2024)
51. Forbes (2023) Why Did Warren Buffett's Berkshire Hathaway Buy Homebuilder Stocks? (https://www.forbes.com/sites/bill_stone/2023/08/20/why-did-warren-buffetts-berkshire-hathaway-buy-homebuilder-stocks/, 11.05.2023)
52. Forbes Bulgaria (2024) (forbesbulgaria.com/2022/01/25/стабилност-и-диверсификация-при-недв/, 12.05.2024)
53. Fraser, P., Hoesli, M., McAlevey, L. (2010). House Prices, Disposable Income and Permanent and Temporary Shocks: The N.Z., U.K. and U.S. Experience. // *Swiss Finance Institute*, Research Paper №09-42, (<https://ssrn.com/abstract=1493144>, 20.05.2024)
54. Gattini, L., Ganoulis, I. (2012). House Price Responsiveness of Housing Investments Across Major European Economies. // *ECB Working Paper Series*, №1461 (<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1461.pdf>, 22.05.2024)
55. Geerolf, F., Grjebine, T. (2015), Assessing House Price Effects on Unemployment Dynamics. // *UCLA Anderson School of Management* (<https://www.anderson.ucla.edu/sites/default/files/documents/areas/ctr/ziman/2015-15WP.pdf>, 27.10.2023)
56. Goodhart, C., Hofmann, B. (2008). House Prices, Money, Credit and The Macroeconomy. // *ECB Working Paper Series*, № 888 (<https://ssrn.com/abstract=1120162>, 22.05.2024)
57. Granger, C. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. // *Econometrica*, Vol. 37(3), pp. 424-438
58. Gujarati, D., Porter, D. (2009). Basic Econometrics. *McGraw Hill*
59. Hoskins, N., Higgins, D., Cardew, R. (2004). Macroeconomic variables and real estate returns: an international comparison. // *The Appraisal Journal*, Vol. 122, pp. 163-170
60. IMF (2023) Country Composition of WEO Groups (<https://www.imf.org/en/publications/weo/weo-database/2023/april/groups-and-aggregates#cee>, 06.01.2026)
61. Infostock (2024) (infostock.bg/infostock/, 12.05.2024)

62. Iqbal, J. et al. (2023). Asymmetric Causality between Unemployment Rate and House Prices in Select OECD Economies. // *International Real Estate Review*, Vol. 26(2), pp. 173-207
63. Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. // *Econometrica*, Vol. 59(6), pp. 1551–1580
64. Johansen, S. (1995). A Statistical Analysis of Cointegration for I(2) Variables. // *Econometric Theory*, 11(1), pp. 25-59
65. Johnston, J., DiNardo, J. (1997). *Econometric Methods*. McGraw-Hill
66. Juillet, F. (2012). Analysis of the Real Estate Investment Trust (REIT) Industry. // *MBA Student Scholarship*, Vol. 6, p. 11 (https://scholarsarchive.jwu.edu/mba_student/6, 22.05.2024)
67. Kotseva, P., Yanchev, M. (2017). Analysis of the Housing Market Developments and the Underlying Macroeconomic Fundamentals in Bulgaria. // *Bulgarian National Bank Discussion Papers*, №103
68. Krewson-Kelly, S., Thomas, B. (2016). *The Intelligent REIT Investor*. Wiley
69. Kuang, W., Liu, P. (2015). Inflation and House Prices: Theory and Evidence from 35 Major Cities in China. // *International Real Estate Review*, *Global Social Science Institute*, Vol. 18(2), pp. 217-240
70. Lee, K. (2018). A Bivariate Causality between Economic Growth and Property Price: Hong Kong Evidence. // *Journal of Economics, Business and Management*, Vol. 6 (4), pp. 180-184
71. Liew, V. (2004). Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ? // *Economics Bulletin*, Vol. 3(33), pp. 1–9
72. Liu, Y., Yang, D., Zhao, Y. (2022). Housing Boom and Headline Inflation: Insights from Machine Learning. // IMF Working Paper No. WP/22/151, *International Monetary Fund, Washington, D.C.* (<https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/WP/2022/English/wpica2022151-print-pdf.ashx>, 20.09.2023)
73. Loo, W., Annuar, A., Ramakrishan, S. (2016). Integration between Asian REIT markets and macroeconomic variables. // *Journal of Property Investment and Finance*, Vol. 34(1), pp. 68-82
74. Lorenz, D., Truck, S. (2008). Risk and return in European property markets: An empirical investigation. // *Journal of European Real Estate Research*, Vol. 1(3), pp. 235-253

75. MacKinnon, J., Haug, A., Michelis, L. (1999). Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. // *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14(5), pp. 563-577
76. MEFIC REIT Fund (2024). Fund Terms and Conditions, p. 71 (https://www.saudiexchange.sa/Resources/pdfs/1301_TermsConditions1.pdf, 22.05.2024)
77. Mueller, G. R. (1995). Understanding Real Estate's Physical and Financial Market Cycles. // *Real Estate Finance*, Vol. 12(1)
78. Ooi, J., Le, T. (2012). New Supply and Price Dynamics in the Housing Market. // *Urban Studies*, Vol. 49(7), pp. 1435-1451
79. Pew Research Center (2011). Home Sweet Home. Still. (<https://www.pewresearch.org/social-trends/2011/04/12/home-sweet-home-still/>, 02.02.2024)
80. Rascoff, S., Humphries, S. (2015). Chapter 1. Warren Buffet is (Always) Right – in *The New Rules of Real Estate*, *Grand Central Publishing*
81. Rasmussen, B., Daffrè, A. (2020). Real Estate Investment Trusts An Industry Analysis With A Special Focus On Recessions And Covid-19. *Copenhagen Business School* (<https://research.cbs.dk/en/studentProjects/real-estate-investment-trusts-an-industry-analysis-with-a-special>, 20.05.2024)
82. Razo-De-Anda, J., Cruz-Aké, S., Venegas-Martínez, F. (2022). Can the Stock Market Boost Economic Growth? Evidence From the Mexican Real Estate Investment Trust (REIT). // *Panorama Económico*, Vol. 17(36), pp. 9-32
83. Roi Property Fund (2024). (roi-property-fund.com/, 14.05.2024)
84. Savills (2023). Total Value of Global Real Estate. Savills Research (<https://www.savills.com/impacts/market-trends/the-total-value-of-global-real-estate-property-remains-the-worlds-biggest-store-of-wealth.html>, 11.05.2024)
85. Sopharma Buildings (2024). (sopharma-buildings.com/, 14.05.2024)
86. SPBF (2024). (sbpf.biz/category/projects/, 14.05.2024)
87. Statista (2024). Bulgaria (<https://www.statista.com/outlook/fmo/real-estate/bulgaria>, 11.05.2024)
88. Statista (2024). Worldwide ([statista.com/outlook/fmo/real-estate/worldwide](https://www.statista.com/outlook/fmo/real-estate/worldwide), 11.05.2024)
89. Taylor, J. (2018). Government as a Cause of the 2008 Financial Crisis: A Reassessment After 10 Years. *Stanford University*
90. Tita, A., Opperman, P. (2021). Understanding the behaviour of house prices and household income per capita in South Africa: Application of the asymmetric autoregressive distributed lag model. // *ERSA*, working paper 856 (<https://econrsa>.

org/wp-content/uploads/2022/06/working_paper_856.pdf, 22.05.2024)

91. Tripathi, S. (2019). Macroeconomic Determinants of Housing Prices: A Cross Country Level Analysis. *MPRA* (<https://mpra.ub.uni-muenchen.de/98089/>, 20.09.2023)

92. Vonlanthen, J. (2023). Interest rates and real estate prices: a panel study. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Vol. 159 (6), [Online]. Available at: <https://sjes.springeropen.com/articles/10.1186/s41937-023-00111-0> (Accessed: 22.05.2024)

93. Vuorio, L. (2017). Impact of macroeconomic factors on housing prices. *Aalto University* (https://aaltodoc.aalto.fi/bitstream/handle/123456789/29020/master_Vuorio_Lauri_2017.pdf?sequence=2, 20.05.2024)

94. Wang, S. et al. (2024). The Effects of Conventional and Unconventional Monetary Policy Shocks on US REITs Moments: Evidence from VARs with Functional Shocks. // *The Journal of Real Estate Finance and Economics* (<https://doi.org/10.1007/s11146-024-09978-z>, 22.05.2024)

95. White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity. // *Econometrica*, Vol. 48, pp. 817–838

96. Wilhelmsson, M. (2020). What role does the housing market play for the macroeconomic transmission mechanism? // *Journal of Risk and Financial Management*, MDPI, Basel, Vol. 13(6), pp. 1-17

97. Wu, M., Wang, C. (2024). Revisiting the Nexus of REITs Returns and Macroeconomic Variables. // *Finance Research Letters*, Vol. 59, 104837

98. Zhang, Y. (2020). House Prices, per Capita Income and Real Estate Planning Investment – An Empirical Study Based on Anhui Province. // *Open Journal of Social Sciences*, Vol. 8, pp. 37-43

ВЛИЯНИЕ НА ОСНОВНИ МАКРОИКОНОМИЧЕСКИ ФАКТОРИ ВЪРХУ ИНВЕСТИЦИИТЕ В НЕДВИЖИМИ ИМОТИ В БЪЛГАРИЯ

Д-р Благовест Илиев

Резюме

Недвижимите имоти съхраняват основна част от богатството в национален и международен план и са предпочитан актив за инвестиция в България. В тази студия е извършено систематично и аналитично изследване на макроикономическите показатели и институционални модели, влияещи и/или характеризиращи икономическото развитие и инвестициите в недвижими имоти в отделни страни, България и еврозоната. В резултат на статистически анализ са идентифицирани взаимовръзките между селектирани основни макроикономически показатели и пазарите на преки и косвени инвестиции в България. Сравнени са факторите, влияещи върху цените на инвестиционните активи в краткосрочен и дългосрочен план, като са открити основните характеристики и различия между двата пазара, специфични за икономическата конюнктура и инвестициите в недвижими имоти в страната. Чрез регресионен анализ е изследвано взаимното влияние на макроикономически фактори в краткосрочен план върху реалните цени на жилища в България, който разкрива, че най-силно влияние има обемът на продукция в сградното строителство, последван от безработицата.

Ключови думи: инвестиции, недвижими имоти, макроикономически фактори, България

IMPACT OF MAIN MACROECONOMIC FACTORS ON REAL ESTATE INVESTMENTS IN BULGARIA

Blagovest Iliev, PhD

Abstract

Real estate holds a significant portion of wealth nationally and internationally and is a preferred investment asset in Bulgaria. This study provides a systematic and analytical examination of the macroeconomic indicators and institutional models that influence and/or characterize economic development and real estate investment in individual countries, Bulgaria, and the eurozone. Using statistical analysis, the interrelationships between selected key macroeconomic indicators and the direct and indirect investment markets in Bulgaria have been identified. The factors affecting the prices of investment assets in the short and long term are compared, highlighting the main characteristics and differences between the two markets, specific to the economic situation and real estate investments in the country. Regression analysis is used to examine the mutual influence of macroeconomic factors in the short term on real housing prices in Bulgaria, revealing that the strongest influence is exerted by the volume of construction output, followed by unemployment.

Key words: *Investments, Real estate, Macroeconomic factors, Bulgaria*

Съдържание

Предговор	191
 Глава първа. Инвестиции в недвижими имоти и връзката им с основни макроикономически фактори	192
1.1. Взаимодействие на основни макроикономически фактори с цените на инвестиционните активи.....	192
1.2. Селекция на основни показатели за изследване	206
 Глава втора. Обвързаност между капиталовата възвръщаемост на инвестиции в недвижими имоти и селектираните макроикономически фактори в България.....	220
2.1. Сравнителен анализ между преки и косвени инвестиции в недвижими имоти в България	220
2.2. Регресионен модел за влиянието на макроикономическите фактори върху реалните цени на жилища	244
 Използвана литература.....	260
Резюме на български език	269
Резюме на английски език	270