

Фактори на регионалната динамика на новопостроената жилищна площ в България за периода 2005 – 2021 г.

Весела Димитрова*

Резюме: Жилищното строителство, като част от сектор Строителство, се развива госта динамично през последните двадесет години. В статията се разглежда динамиката в новопостроените жилища за седемнадесетгодишен период от време. В панелния масив са включени фактори, свързани с домакинствата, които считаме за определящи от демографски, социален и икономически характер при търсенето на новопостроени жилища. Построени и оценени са различни спецификации иконометрични панелни модели за динамиката на новопостроените жилищни площи на областно ниво в България. Резултатите показват, че зависимостта на жилищната площ на новопостроените жилища по региони в България е правопрпорционална по отношение на естествения прираст, миграцията, средната годишна заплата и броя на учащите, и обратно пропорционална спрямо безработицата. Интересен е фактът, че променливата „нетен коефициент на записване на децата в детските градини“ не показва очаквания ефект върху ръста на новопостроените жилища.

Ключови думи: новопостроени жилища, жилищна площ, панелна регресия, български региони.

JEL: C23, C51, L74.

Въведение

Въпреки негативните ефекти от страховете за рецесия, нарастваща инфлация, лихвен процент и негативните демографски тенденции, броят на новопостроените жилища значително нараства в България през последните няколко години. Значителен ръст се наблюдава в област София (столица) и в областите Варна, Бургас, Пловдив, Русе и Велико Търново. В по-малките региони като Добрич, Търговище и Кърджали също е налице нарастване на новопостроените сгради и жилища.

Заедно с увеличаването на строителството на нови сгради расте и полезната жилищна площ. От особена важност е да се изследва зависимостта между динамиката на новопостроените жилища и факторите, които са определящи за домакинствата при търсенето на нови жилища. **Обект** на изследване е строителството на нови жилища в България за периода 2005 – 2021 г., а **предмет** е динамиката на полезната жилищна площ

* Весела Димитрова е доктор, асистент в катедра „Статистика и иконометрия“ на УНСС.

В новопостроените жилища по области в България за посочения период. **Основната цел** на статията е да се изследва факторната обусловеност на регионалната динамика на новопостроената жилищна площ в България. Постигането на дефинираната цел се осъществява с решаването на следните изследователски задачи:

- Очертаване на тенденциите в динамиката на новопостроената жилищна площ на регионално ниво;
- Съставяне на информационен масив от панелни данни за българските региони за полезната жилищна площ в новопостроените жилища и избрани факторни променливи (предиктори);
- Построяване и оценяване на иконометрични модели на зависимост на полезната жилищна площ в новопостроените жилища от избраните фактори, оценявани чрез панелни данни, за периода 2005-2021 г.;
- Интерпретация на резултатите от оценените иконометрични панелни модели на изследваната зависимост.

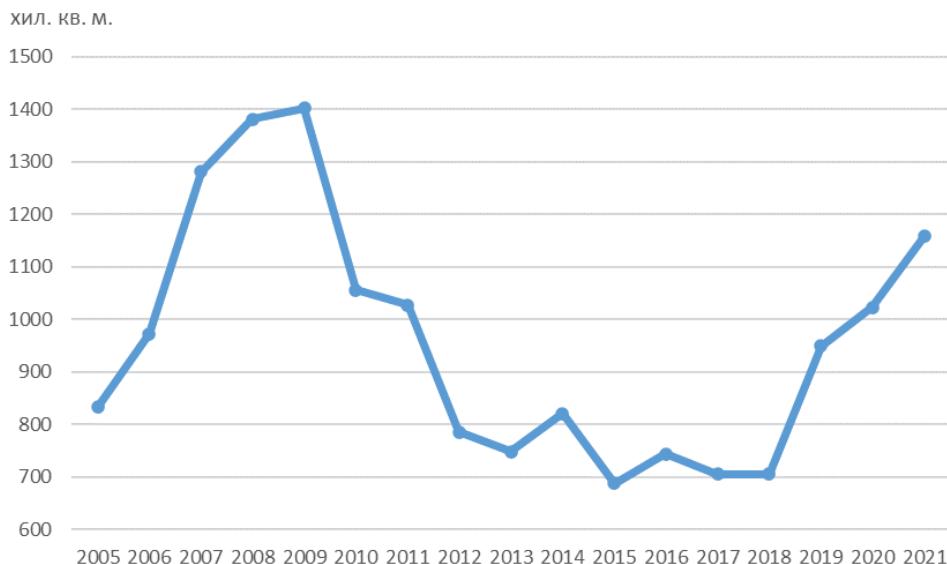
Регионална динамика на жилищната площ в новопостроените жилища

Полезната жилищна площ е измерителят, с който се характеризира най-адекватно физическият обем на жилищното строителство. Според методологията на НСИ, полезната площ в новопостроените жилища представлява сума от жилищната и спомогателната площ. Жилищната площ, от своя страна, включва площта на стаите за живеене, спалните, нишите за спане, трапезариите, стаите за дневен престой, стаите, ползвани като работни кабинети и библиотеки,

гостните, холовете, както и площта на кухните над 4 кв. м. (НСИ, 2023а). В спомогателната площ се включва площта на спомогателните помещения, стаите и кухните с площ, по-малка от 4 кв. м., вестибюлите с портал и друга преграда, коридорите, антретата, баните, тоалетните, килерите, грешниците, другите спомогателни помещения (сушилни, перални, балкони и лоджии), независимо от големината на площта им (НСИ, 2023а).

Жилищното строителство в България, като част от сектор Строителство, през последните шест години расте в двуцифрени темпове, както при броя на жилищата, жилищните площи и обемите на строително-монтажните работи, така и в ценово отношение. За всички области, без да включваме София (столица), броят на новопостроените жилища е най-голям през 2009 г. Тогава са въведени в експлоатация 19 хил. броя новопостроени жилища, а жилищните площи в тях са 1402 хил. кв. м. (фигура 1). През следващите шест години следва спад в броя на новопостроените жилища. През 2015 г. намалението е с 60% в броя на новопостроените жилища, а в жилищните площи намалението е с 51% спрямо 2009 г. За периода 2016 – 2021 г. има постепенно увеличение на новопостроените жилища, но към края на 2021 г. все още не е достигнат броят им от 2009 г. През 2021 г. новопостроените жилища в страната достигат до 12 хил. броя, което е все още намаление спрямо 2009 г. с 35%, а новопостроената жилищна площ е 1158 хил. кв. м.

София (столица) се отличава значително от останалите области. За столицата се наблюдават както различия в динамиката на новопостроените



Фигура 1. Динамиката на полезните жилищни площи в новопостроените жилища за всички региони в България, с изключение на София (столица) за периода 2005 – 2021 г.
Източник на данните: НСИ

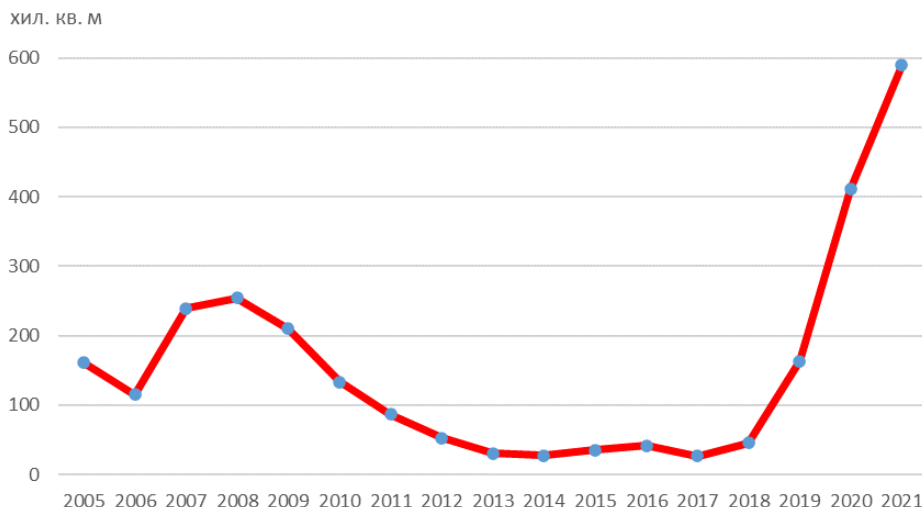
жилища, така и при всички икономически, демографски и социални показатели. В столицата е съсредоточена голяма част от населението и добавената стойност за страната е най-голяма, в сравнение с всички области на България. За София (столица) броят на новопостроените жилища за периода 2008 – 2018 г. намалява от 3725 на 506 броя. През 2019 г. новопостроените жилища в столицата се увеличават на 1559 броя, а жилищната площ достига 163 хил. кв. м. Увеличението в новопостроените жилища през следващите две години е със 158% през 2020 г. спрямо 2019 г. и с 39% през 2021 спрямо 2020 г., а площите на новопостроените жилища достигат 589 хил. кв. м. (фигура 2). В пандемичните години 2020 – 2021 г. за строителния сектор не бяха в сила въведените мерки от правителството за ограничение и работа от вкъщи.

Единствено при този сектор имаше възможност да продължи производственият процес по обичайния начин.

Върху жилищното строителство оказват влияние редица фактори. Няколко разработки изследват факторните променливи, влияещи върху тенденцията на пазара за недвижими имоти за отделни региони в страната (Атанасова, 2021; Томова, 2018). Атанасова (2021) изследва демографските промени върху цените и обема на строителната продукция в област Варна. Според Томова (2018) факторите, влияещи върху пазар на недвижими имоти, могат да бъдат разделени на общи и специфични. Общите фактори се класифицират като демографски, икономически, политически, технологични, природни, културни и групи (Томова, 2018).

Демографските фактори, които биха оказали влияние върху броя на

Икономическо развитие



Фигура 2. Динамиката на полезните жилищни площи в новопостроените жилища за София (столица) за периода 2005 – 2021 г.
Източник на данните: НСИ

новопостроените жилища и размера на жилищните площи в новопостроените жилища, са броят на населението във възрастовата група над 18 години (като потенциално население, което би могло да закупи новопостроени жилища), показателят за естествен прираст и показателят за механичното движение на населението. Естественият прираст на населението е разликата между броя на регистрираните живородени деца и броя на умрелите през годината. Коефициентът за естествен прираст показва броя на увеличението (намалението) на населението на 1000 души като отношение на разликата между броя на живородените и броя на умрелите лица през годината и средногодишния брой на населението през същата година (НСИ, 2023b). Това е потенциалното население през следващите години, което ще живее, учи и работи в съответния район или област. Когато коефициентът на естествен

прираст е положителен, това показва, че броят на ражданията е по-голям от броя на смъртните случаи. За България този показател е отрицателен за целия период на изследването 2005 – 2021 г., особено през двете години на пандемията от COVID-19, когато броят на смъртните случаи нарасна значително. Най-засегнати са областите Велико Търново, Видин, Враца, Габрово, Кюстендил, Ловеч, Перник, Търговище, Ямбол. Това са областите, в които не достигаха лекари, медицински персонал и болнични легла по време на пандемията от COVID-19.

При изследване на миграцията се наблюдава съвкупността на лицата, променили обичайното си местоживееене. Показателят за механичния прираст на населението в териториален аспект представлява разликата между броя на заселените и броя на изселените лица във и от всяко населено място. Коефициентът за механичен прираст показва

броя на увеличението (намалението) на населението на 1000 души като отношение на разликата между броя на заселените и броя на изселените лица през годината и средногодишния брой на населението през същата година (НСИ, 2023с). Механичният прираст на населението е другият демографски фактор, който би могъл да оказва влияние върху размера на новопостроените жилища. Колкото повече се увеличава населението в резултат на заселилите се лица, толкова повече ще бъде търсенето на жилища, в това число и на новопостроените жилища в съответния район. Заселването на хората в по-големите градове и в икономически по-развитите райони на България е тенденция, която се наблюдава през последните няколко десетилетия. Изключение може би са годините с пандемията от COVID-19, когато част от населението търси жилища в по-малките населени места, за да има свобода от прилаганите мерки при временните ограничения от пандемията.

Факторите от социален характер, обуславящи търсенето на жилища в един или друг регион на страната, са свързани с осигуряването на образователни и здравни услуги, качеството на пътната инфраструктура, възможностите за отих и развлечения, и други. При търсенето на жилища, един от основните критерии е осигуреността на съответния регион с образователни институции. Семействата, търсещи жилища, се интересуват от възможността децата им да посещават детска градина и училище в съответния район. Показателите, чрез които може да се проследи задоволеността на даден регион с детски градини и училища, са съответно учениците,

записани в училищата, и децата, посещаващи детски градини. Адекватното равнище на образователния сектор осигурява на жителите в региона квалификация и качество на работната сила, което се очаква да има пряк ефект върху заетостта и стопанската динамика.

Строителството на нови жилища се влияе и от редица икономически фактори. Те са икономическата активност в страната и по региони, заетостта, безработицата, средната цена на предлагане на новопостроените жилища, доходите и спестяванията на населението и др. Предлагането и търсенето на новопостроени жилища се очаква да нараства в резултат на повишената икономическа активност. Положителният растеж на брутния продукт и доходи на фирмите и домакинствата стимулира формирането на повече спестявания в банковия сектор, който разполага с развит инструментариум за кредитиране покупката на нови жилищни имоти.

Коефициент на безработица показва какъв е дялът на безработните лица като част от работната сила. Ако дялът на безработните лица намалява в съответния регион, дялът на заетите лица, получаващи работна заплата, ще нараства. Средната годишна работна заплата, като част от доходите на домакинствата, би могла да служи като измерител за възможността им да направят покупка на жилище или да изплащат ипотека за него.

Методология на изследването

В настоящото изследване е използвана панелна регресия при моделирането на зависимостта на жилищната площ в новопостроените жилища с избраните

по-горе фактори. Панелните методи имат безспорни предимства, доколкото осигуряват по-детайлен подход за изследване на зависимости между целеви променливи, при което става възможно да се контролира индивидуалната разнородност (Baltagi, 2005; Hsiao, 2003). Панелният анализ позволява разкриване на допълнителни детайли относно взаимовръзките и динамиката на променливите чрез оценяване на специфични компоненти на иконометричния модел, каквито липсват в традиционния модел на класическа регресия (Hsiao, 2003).

Иконометричният модел за анализиране на зависимост при използване на панелни данни има следната обща форма:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + v_{it} + u_{it} \quad (1)$$

където: i – индекс за наблюдаваните панелни единици (области); t – индекс за периода от време (години); k – брой обяснителни променливи; β_0 – константа на модела; β_j – коефициент на всяка обясняваща променлива; Y_i – зависима променлива; X_j – наблюдаваните предиктори ($j=1, \dots, k$); v_{it}, u_{it} – компоненти на грешки.

Грешката v_{it} , в уравнение (1) може да бъде разложена на два компонента:

$$v_{it} = \omega_i + \mu_t$$

където ω_i – специфична за единицата на напречното сечение грешка, която е константа по отношение на времето (Baltagi, 2005; Greene, 2002; Gujarati, 2009; Wooldridge, 2003). Определя се още като „фиксиран ефект“, отразяващ ефекта на „ненаблюдавана хетерогенност“ на единиците (cross-sectional unit-specific error). Този ефект е характерен за всяка панелна единица от наблюдаваната съвкупност поради неговите специфични

атрибути (локация, сравнителни предимства, специфични проблемни зони и др.). Компонентът μ_t е ненаблюдавана, зависима от времето грешка. Неговата стойност е абсорбирана в общата грешка и варира с течение на времето, но не и между панелните единици поради, например, системно подобряване на икономическите условия за всички панелни единици, наличие на устойчива тенденция в динамиката на зависимата променлива и др. (idiosyncratic error).

Декомпозирането на грешката на тези две части при панелните данни позволява минимизиране на отклоненията на очакваните от фактическите стойности на зависимата променлива ($Y - \hat{Y}$), имащи за източник действието на невключените в модела фактори, специфични за единиците. Параметрите β_j на моделите ще имат неефективни оценки, ако не бъдат елиминирани ненаблюдаемите ефекти ω_i . Когато те са корелирани с някой от предикторите X_j , възниква изместване на оценките на тези параметри, обусловено от хетерогенността сред панелните единици. Ако предикторите X_j включват практически основните атрибути на единиците, то компонентът ω_i няма да съществува (константа, абсорбирана в β_0), при което приложима става спецификацията „pooled OLS“, която не отчита подобни компоненти (Маринов, 2014).

Базовият метод за оценка на параметрите на уравнение (1) е т.нар. „обединяване на данните в статика и динамика“ и прилагане на МНМК (pooled OLS). За да има основание да се осъществи това е необходимо да се допусне, че композитната грешка v_{it} не корелира с предикторите X_{jit} (Wooldridge, 2003; Gujarati, 2009).

При спецификацията „pooled OLS“ всички наблюдения се разглеждат като формиращи една и съща извадка. Тазя спецификация е известна още като „модел с постоянни коефициенти“, което означава, че оценяването чрез нея е основателно да стане само когато липсва вариация както при индивидуалните, така и при времевите ефекти.

Спецификацията за моделиране на обединени данни в статика и динамика (pooled OLS) има определени недостатъци. Панелните данни съдържат информация за индивидуалните промени, настъпващи в изследваните променливи при отделните панелни единици, което се пренебрегва при този модел. Още повече, този подход не е особено реалистичен, тъй като не е възможно да се идентифицират променливи, отразяващи всички постоянни във времето и специфични за единица ефекти (формиращи ω_i), които да се включат в модела. Поради това, тази спецификация се приема за недостатъчно прецизна, дори несъстоятелна (Gujarati, 2009; Wooldridge, 2003).

Моделът с „фиксиран ефект“ се използва традиционно, когато се налага да се въведат компоненти за контрол относно пропуснатите гореспоменати променливи: (а) постоянни през изследвания период, но вариращи между панелните единици (ω_i); (б) постоянни при отделните единици, но вариращи с течение на времето (μ_t). Тези компоненти се определят като „фиксиран ефект“ и чрез тях се отчита пряко ненаблюдаваната разнородност сред единиците.

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \omega_i + \mu_t + u_{it} \quad (2)$$

Когато оценяваме уравнение (2), използвайки модела с фиксирани ефекти, се приема, че компонентът на ненаблюдаваната разнородност (ω_i) е свързан с един или друг предиктор (X_{jit}). Същевременно се залага важно допускане, че остатъчната грешка (u_{it}) е независима от предикторите X_{jit} (Baltagi, 2005; Wooldridge, 2003). Отстраняването на компонента ω_i води до понижаване на грешките с източник ненаблюдаемата хетерогенност, което повишава статистическата ефективност на оенките. Има три широко използвани метода за елиминиране на ненаблюдаваните ефекти при анализ на панелни данни: метод на първите разлики (first differences fixed-effects), метод на фиктивните променливи (LSDV: least squares dummy variables) и метод на вътрешно-груповите фиксирани ефекти (within-group fixed-effect).

При метода на първите разлики елиминирането на ненаблюдаваната хетерогенност (ω_i) се осъществява чрез първите разлики на зависимата и независимите променливи (ΔY , ΔX), след което коефициентите β_j на регресионното уравнение се оценяват с обикновения МНК (OLS), като се приеме, че Δu_{it} не се корелира с ΔX_{jit} . При техниката с фиктивните (индикаторни, дъми) променливи се работи на принципа на включването на такава променлива за всяка единица „ i “ от „напречното сечение“ на панела (без една: $N-1$ на брой), както и за всеки период от време „ t “ (без един: $T-1$ на брой) (Baltagi, 2005; Greene, 2002; Gujarati, 2009). Ненаблюдаемите ефекти ω_i играят ролята на коефициенти пред тези променливи. Така се реализира методът на регресията с фиктивни променливи (LSDV). Методът на междугруповите фиксирани

ефекти решава проблема с хетерогенността и ако ω_i е корелиран с X_{it} ($Cov[\omega_i, X_{it}] \neq 0$) се изчисляват средни значения на зависимата и независимите променливи. Недостатък на този метод е, че с отстраняването на ненаблюдаемите ефекти се отстраняват и константните предиктори, което деформира остатъците на регресията (Gujarati, 2009).

Ако при модела с фиксирани ефекти не се очаква наличие на обяснителни променливи, които не се променят във времето (и имат еднакви стойности за всички единици за напречното сечение), то тогава могат да се приложат и модели със „случайни ефекти“ (REM – random effects models) (Wooldridge, 2003). Според Gujarati (2009) регресионното уравнение при модела със случайни ефекти има следния вид:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta X_{it} + \eta_{it} \quad (3)$$

където:

α_i – не е фиксирана, а случайна променлива, със средна стойност α ;

$\eta_{it} = \mu_t + u_{it}$ – грешката η_{it} се състои от два компонента: μ_t , който е обичайният специфичен темпорален компонент, и u_{it} , който е комбинираният остатъчен компонент на грешката (idiosyncratic error), тъй като варира между панелните единици, както и във времето.

Ако е известна структурата на дисперсията на грешката между групите, моделът на случайните ефекти се оценява чрез метода на „обобщените най-малки квадрати“ (GLS: generalized least squares). От друга страна, ако тази структура не е известна, подходящ е т.нар. „приложим метод на обобщени най-малки квадрати“ (FGLS: Feasible GLS) (Greene, 2002). Този подход е полезен и за

справяне с два потенциални проблема: хетероскедастичност и напречна (крос) корелация между остатъчните компоненти. Трудностите, свързани с разпределението на остатъците u_{it} , могат да се преодолеят с големи масиви от панелни данни, т.е. много единици за сравнително дълги периоди от време.

При модела с фиксирани ефекти ненаблюдаваната хетерогенност (ω_i) се елиминира, тъй като се приема, че е свързана с някоя от обяснителните променливи (X_{jit}). Когато ω_i е независима от всяка обяснителна променлива, моделът с фиксирани ефекти за елиминиране на ω_i води до неефективни оценители (Baltagi, 2005; Greene, 2002). Моделът на случайните ефекти, известен също като модел на „компонентите на дисперсията на грешката“, разглежда компонента ω_i като случайна променлива, а не като фиксирани ефекти (Baltagi, 2005; Greene, 2002; Maddala, 2001). Следователно моделът на случайните ефекти е подходящ, когато единиците на напречното сечение са избрани на случаен принцип от голяма популация (Baltagi, 2005).

Проверката за значимостта на фиксирани ефекти в регресионните панелни модели спрямо моделите, оценени чрез обединения МНМК (pooled OLS), се базира на F-теста. Нулевата хипотеза е, че параметрите пред всички фиктивни променливи са нула. В моделите с фиксирани ефекти могат да се включват фиктивни променливи за всяка единица от напречното сечение, с изключение на една (N-1) и за всеки период от време, с изключение на един (T-1). При отхвърляне на нулевата хипотеза се използва моделът на фиксирани ефекти.

С помощта на LM-теста на Breusch-Pagan се проверява хипотезата за значимостта на моделите REM в сравнение с тези, оценени чрез спецификацията „Pooled OLS“. Нулевата хипотеза при този тест проверява дали дисперсията на компонентите α_i е нула. В резултат на отхвърляне на нулевата хипотеза може да се направи изводът, че моделът със случайните ефекти е за предпочитане пред модела на обединени данни в статика и динамика (pooled OLS), тъй като той отчита по-добре проблемите с хетерогенността на данните (Greene, 2002).

Ако тестовете потвърждават верността на моделите с фиксирани и случайни ефекти, окончателният избор се извършва след прилагане на теста на Хаусман. При този тест нулевата хипотеза е, че моделът със случайни ефекти осигурява по-ефективни оценки на параметрите, използвайки условието, че липсва корелационна връзка между ω_i и X_{ij} . След отхвърляне на H_0 може да се направи изводът, че е налице съществена корелация между индивидуалните ефекти и поне един от включените в модела предиктори. В този случай се препоръчва използване на модела с фиксирани ефекти, доколкото осигурява ефективни и състоятелни оценки на параметрите на панелния модел.

Информационно осигуряване

Данните в настоящата статия са базирани на информационната статистическа система на НСИ на България. Статистическите данни за полезната жилищна площ в новопостроените жилища, демографските, социално и икономическите фактори са годишни за

административните региони (области) на ниво NUTS-3. Времевият обхват на изследването е периодът 2005 – 2021 г., а пространственият са 27-те области на България. Включени са всички области, с изключение на София (столица). При сравнителния анализ на данните по области се забелязва, че данните за жилищната площ в новопостроените жилища се отличават значително от тези при другите области в България. Те се явяват като отдалечена, откъсната част (outliers) от данните за жилищната площ в новопостроените жилища в останалите области. Именно затова включването на област София (столица) не би се отразило адекватно на построените иконометрични модели на изследваните зависимости между новопостроената жилищна площ и изследваните фактори.

В настоящото изследване не се използва брой новопостроени сгради, брой жилища и брой стаи в новопостроените жилища, които също са индикатори за новопостроени жилищни имоти, но домакинствата обикновено се интересуват на първо място от квадратурата на жилищната площ при търсенето на жилище. Поради тази причина в изследването включваме полезната жилищна площ като адекватен индикатор за размера на новопостроените жилища.

От демографските фактори в иконометричните модели са включени коефициентът на естествен прираст и коефициентът на механичен прираст на населението. В информационния масив от панелни данни социалните фактори, които включваме, са броят на учащите в училищата в начален, прогимназиален и гимназиален етап и нетният коефициент на записване на децата в детските

градини. Тези показатели могат да са движещият фактор за семействата при търсенето на новопостроени жилища.

От икономическите показатели в информационния панелен масив са включени средната годишна работна заплата на наетите лица по трудово и служебно правоотношение и коефициентът на безработица.

В разработката не са разгледани цените на новопостроените жилища като част от икономическите фактори, оказващи влияние върху обема на строителството. За цените на жилищата липсват официални и надеждни данни по отделните региони за целия изследван период 2008 – 2021 г. НСИ събира и публикува данни от 2015 г. за цените на жилища и изчислява индекси на пазарните цени на жилища (новопостроени и съществуващи). Данните за периода преди 2014 г. са за „Средни пазарни цени на жилища“.

Използваните означения за променливите в иконометричните модели са:

Y_{it} – полезна жилищна площ в новопостроените жилища по области в хил. кв. м. за съответната година. По-нататък в разработката използваме понятието жилищна площ като еквивалент на полезната жилищна площ в новопостроените жилища;

X_1 – коефициент на естествен прираст на населението (на 1000 души от населеното);

X_2 – коефициент на механичен прираст на населението (на 1000 души от населеното). От 2007 г. данните за механичния прираст по области са резултат както от вътрешната, така и от външната миграция;

X_3 – записани учащи във всички видове училища (начален, прогимназиален и гимназиален етап) в хил. броя;

X_4 – средна годишна работна заплата на наетите лица по трудово и служебно правоотношение в хил. лв.;

X_5 – коефициент на безработица (%);

X_6 – нетен коефициент на записване на децата в детските градини.

Информационният масив от панелни данни за българските региони за жилищната площ в новопостроените жилища и факторите, оказващи ѝ влияние, е за периода 2005 – 2021 г., представляват балансиран панел от данни.

Основни резултати от оценените иконометрични модели

Емпирични резултати от многофакторния иконометричен панелен модел, оценен с обединения метод на най-малките квадрати (pooled OLS) (таблица 1)

Регресионното уравнение на зависимостта между жилищната площ на новопостроените жилища и изследваните предикторни променливи е оценено чрез обединения МНМК (pooled OLS). Включените фактори са: коефициент на естествен прираст, коефициент на механичен прираст, записани учащи във всички видове училища, средна годишна работна заплата на наетите лица по трудово и служебно правоотношение и коефициент на безработица. Въпреки че няма колинеарност с другите фактори, нетният коефициент на записване на децата в детските градини не е включен в иконометричните модели, поради факта, че с него се нарушава адекватността на моделите и значимостта на коефициентите.

$$\ln(Y_{it}) = \delta_0 + \delta_1 \cdot X_{1it} + \delta_2 \cdot X_{2it} + \delta_3 \cdot \ln(X_{3it}) + \delta_4 \cdot \ln(X_{4it}) + \delta_5 \cdot X_{5it} \quad (4)$$

където:

$\delta_0, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4, \delta_5$ – параметри на модела;

i – пореден номер на областта в България;

t – серийна година.

От направените статистически проверки се установи, че панелният иконометричен модел, оценен чрез спецификация „pooled OLS“, е адекватен [$F_{stat}=126.5$ и $Prob(F)<0,01$]. Всички коефициенти пред факторните променливи са статистически значими, като равнищата им на значимост са по-малки от 1% риск за грешка за всички коефициенти. Заключение, което може да се направи, е, че 58% от вариацията на жилищната площ на новопостроените жилища може да се обясни чрез оценения модел на панелна регресия между жилищната площ и изследваните фактори: естествен прираст, механичен прираст, записани учаци във всички училища, средна годишна работна заплата

на наетите лица по трудово и служебно правоотношение и безработицата.

Оцененият иконометричен панелен модел с обединения МНМК (pooled OLS) е следният:

$$\ln(Y_{it}) = -1,518 + 0.064 \cdot X_{1it} + 0.037 \cdot X_{2it} + 1.217 \cdot \ln(X_{3it}) + 0.680 \cdot \ln(X_{4it}) - 0.032 \cdot X_{5it}$$

Нарастването на коефициента на естествен прираст, коефициента на миграция, записаните ученици в училищата и средната годишна заплата на наетите лица по трудово и служебно правоотношение водят до нарастването на средната новопостроена жилищна площ. Увеличението на безработицата води до намаляване в средните размери на новопостроената жилищна площ в областите на България. Преди да приемем резултатите от иконометричния модел, оценен с обединения МНМК, трябва да се вземе под внимание допускането, че всички области са подложени на едно и също влияние на трендовия фактор през целия изследван период.

Таблица 1. Резултатите от многофакторния панелен модел, оценен с обединения МНМК (pooled OLS)

Променливи	Коефициенти	Станд. грешка	t-смастмка	Prob.
<i>const</i>	-1.518	0.441	-3.445	0.000
X_1	0.064	0.012	5.217	0.000
X_2	0.037	0.007	5.047	0.000
$\ln(X_3)$	1.217	0.100	12.160	0.000
$\ln(X_4)$	0.680	0.109	6.224	0.000
X_5	-0.032	0.008	-4.018	0.000
<i>F statistic</i>	126.542	Prob (F statistic)		0.000

Емпирични резултати от многофакторния иконометричен панелен модел с „фиксираните ефекти“ (Fixed-Effect Model – FEM)

При моделите с фиксираните ефекти е възможно да се включат фиктивни променливи за изследваните периоди и фиктивни променливи, които представят областите.

$$\ln(Y_{it}) = \delta_0 + \delta_1 \cdot X_{1it} + \delta_2 \cdot X_{2it} + \delta_3 \cdot \ln(X_{3it}) + \delta_4 \cdot \ln(X_{4it}) + \delta_5 \cdot X_{5it} + \sum_{m=2}^{17} \gamma_m DT_{mit} + \sum_{r=2}^{27} \beta_r DR_{rit} \quad (5)$$

където:

γ_m – параметрите измерват фиксираните ефекти за периодите от 2006 – 2021 г., без първата година, която е избрана за референтна;

β_r – параметрите измерват фиксираните ефекти за отделните области, без първата, която е избрана за референтна.

От експериментирания иконометрични модели с фиксирани ефекти се оказва, че моделите с включването на фиктивни променливи относно отделните

изследвани области са най-приемливи (таблица 2). Тези модели са известни като еднопосочни модели с фиксирани ефекти (One-way Fixed-effects models).

Резултатите показват, че обяснителната способност на иконометричния модел с фиксираните ефекти се увеличава спрямо иконометричния модел, оценен чрез обединения метод на най-малките квадрати на 78%. При статистическата проверка се установи, че панелният иконометричен модел с фиксираните ефекти (FEM) е адекватен [$F_{stat}=51.1$ и $Prob(F)<0,01$]. Коефициентите пред факторните променливи за механичния прираст, записаните ученици в училищата и средната годишна заплата на наетите лица по трудово и служебно правоотношение са статистически значими, като равнищата им на значимост са по-малки от 1%. Коефициентът пред предиктора коефициент на безработица е статистически значим при равнище на значимост по-малко от 5%. Коефициентът за естествения прираст е статистически незначим.

Таблица 2. Резултатите от многофакторния панелен модел, оценен с фиксирани ефекти (FEM)

Променливи	Коефициенти	Станд. грешка	t-статистика	Prob.
<i>const</i>	-3.397	2.252	-1.509	0.132
X_1	0.025	0.016	1.521	0.129
X_2	0.016	0.006	2.568	0.011
$\ln(X_3)$	1.661	0.621	2.672	0.008
$\ln(X_4)$	0.679	0.210	3.230	0.001
X_5	-0.015	0.008	-1.922	0.055
<i>DR_2</i>				
.....				
<i>DR_27</i>				
<i>F statistic</i>	51.138	Prob (F statistic)		0.000

Оцененият иконометричен панелен модел с фиксирани ефекти е следният:

$$\ln(Y_{it}) = -3.397 + 0.025 \cdot X_{1it} + \\ + 0.016 \cdot X_{2it} + 1.661 \cdot \ln(X_{3it}) + \\ + 0.679 \cdot \ln(X_{4it}) - 0.015 \cdot X_{5it} + \\ + \sum_{r=2}^{27} \beta_r DR_{rit}$$

За избора между двата иконометрични модела ще проверим съвместната значимост на груповите ефекти чрез F-теста, като проверката се извършва спрямо параметрите, които са оценени с обединения метод на най-малките квадрати (pooled OLS). Нулевата хипотеза е, че параметрите за всички фиктивни променливи, с изключение на една, са нула, т.е. $H_0: \beta_2 = \dots = \beta_r = 0$. След направената статистическа проверка с F-теста се установи, че отхвърляме нулевата хипотеза [$F(26.427)=15.9$ и $\text{Prob}(F)<0.01$], следователно използваме модел с фиксирани ефекти с включени фиктивни променливи за отделните области. В този модел компонентът за грешка улавя всички ненаблюдавани ефекти, които са различни при различните области, но са фиксирани във времето.

Емпирични резултати от многофакторния иконометричен панелен модел, оценен със случайните ефекти (Random Effects Model – REM) (таблица 3)

При моделите със случайните ефекти е характерно, че влиянието на отделните области и изследваните периоди са включени в неявен вид и че тези фиксирани ефекти са независими и не корелират с факторните променливи, включени в иконометричния модел.

$$\ln(Y_{it}) = \delta_0 + \delta_1 \cdot X_{1it} + \delta_2 \cdot X_{2it} \\ + \delta_3 \cdot \ln(X_{3it}) + \delta_4 \cdot \ln(X_{4it}) \\ + \delta_5 \cdot X_{5it}$$

Оценките на параметрите на иконометричния модел със случайните ефекти са получени чрез обобщения метод на най-малките квадрати (Generalized least squares – GLS). Този метод се използва за справяне с хетероскедастичността, когато са известни дисперсиите.

Коефициентът на детерминация на иконометричния модел със случайните ефекти е 57%, който е по-нисък спрямо иконометричния модел, оценен чрез фиксирани ефекти. Панелният иконометричен модел със случайните ефекти (REM) е адекватен [$F\text{stat}=18.6$ и

Таблица 3. Резултатите от многофакторния панелен модел, оценен със случайните ефекти (REM)

Променливи	Коефициенти	Станд. грешка	t-статистика	Prob.
<i>const</i>	-2.766	0.847	-3.267	0.001
X_1	0.032	0.015	2.093	0.037
X_2	0.018	0.006	2.960	0.003
$\ln(X_3)$	1.495	0.224	6.675	0.000
$\ln(X_4)$	0.655	0.110	5.961	0.000
X_5	-0.017	0.007	-2.274	0.023
<i>F statistic</i>	18.631	Prob (F statistic)		0.000

Prob(F)<0,01]. Коефициентите пред факторните променливи механичен прираст, записани ученици и безработица са статистически значими, като равнищата им на значимост са по-малки от 1%. Коефициентите пред факторните променливи естествен прираст и средната годишна заплата на наетите лица по трудово и служебно правоотношение са статистически значими, при равнище на значимост по-малко от 5%.

Оцененият иконометричен панелен модел със случайните ефекти е следният:

$$\ln(Y_{it}) = -2.766 + 0.032 \cdot X_{1it} + 0.018 \cdot X_{2it} + 1.495 \cdot \ln(X_{3it}) + 0.655 \cdot \ln(X_{4it}) - 0.017 \cdot X_{5it}$$

Използвайки теста на Breusch-Pagan (LM-теста), проверяваме хипотезата за значимостта на модела със случайните ефекти (*REM*) спрямо модели, оценени чрез обединения МНМК (pooled OLS). Нулевата хипотеза тук гласи, че дисперсията на остатъчния компонент е нула. Емпиричната характеристика на BP-LM теста е 839.2, нулевата хипотеза се отхвърля при равнище на значимост по-малко от 1%. Следователно може да се приеме, че моделът със случайните ефекти

(*REM*) е за предпочитане пред модела, оценен чрез обединения МНМК, доколкото *REM* отразява по-прецизно евентуалната разнородност на панелните единици.

За да изберем иконометричен модел с фиксирани ефекти (*FEM*) или иконометричен модел със случайни ефекти (*REM*) за зависимостта на новопостроените жилищни площи и изследваните фактори, прилагаме теста на Хаусман. Този тест определя дали оценките на коефициентите, взети като група, съществено се различават в различните варианти на панелната регресия. Нулевата хипотеза гласи, че моделът със случайните ефекти (*REM*) е по-подходящ от модела с фиксирани ефекти (*FEM*). Резултатите от този тест са представени в таблица 4.

Разпределението на тестовата характеристика на теста на Хаусман е $\chi^2=5.8$, при равнище на значимост 5% и 10% нулевата хипотеза не може да бъде отхвърлена, следователно може да се заключи, че по-подходящ е иконометричният модел със случайните ефекти (*REM*) за изследваната факторна зависимост при жилищните площи в новопостроените жилища.

Коефициентите в иконометричния панелен модел със случайните ефекти (*REM*) са коефициенти на полуеластичност и

Таблица 4. Резултати от приложението на Хаусман теста (Hausman test)

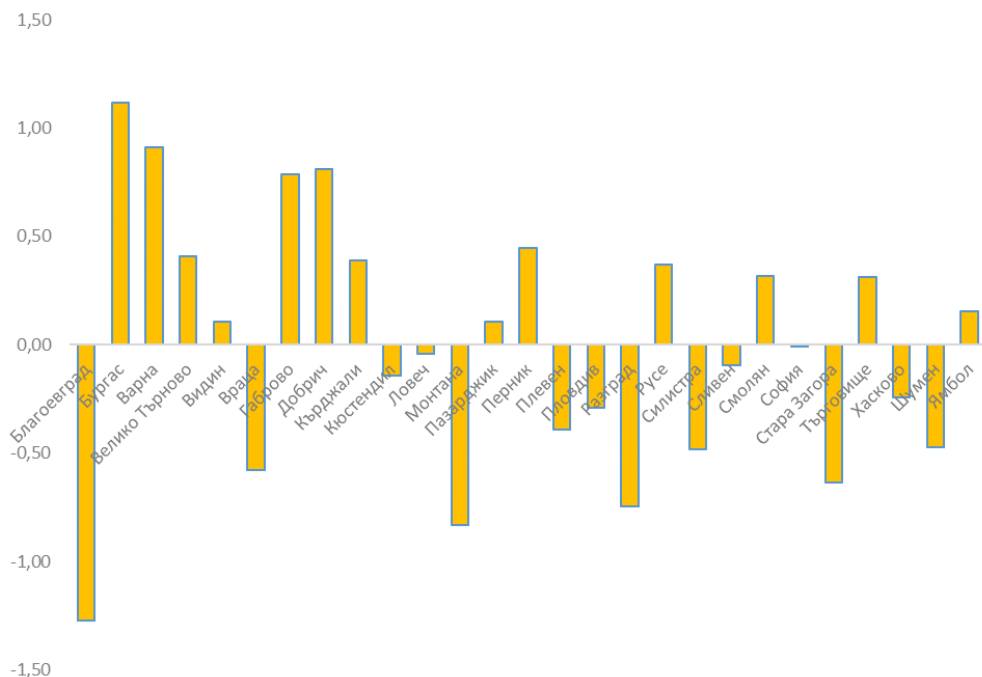
Променливи	Fixed effects коефициенти	Random effects коефициенти	Var(Diff.)	Prob.
X_1	0.025	0.032	0.000	0.296
X_2	0.016	0.018	0.000	0.029
$\ln(X_3)$	1.661	1.495	0.336	0.775
$\ln(X_4)$	0.679	0.655	0.000	0.896
X_5	-0.015	-0.017	0.000	0.154
<i>Hausman test</i>				
$\chi^2(6)$	5.729			0.333

еластичност. Избраният панелен модел със случайните ефекти ни дава основание да се направят няколко извода. На 1% повишение на естествения и механичния прираст в отделните области се наблюдава съответно 3,2% и 1,8% по-високо ниво на жилищната площ в новопостроените жилища. При увеличаване на записаните ученици в училищата в начален, прогимназиален и гимназиален етап с 1%, жилищната площ при новопостроените жилища в областите нараства средно с 1,5%. Ако средната годишна заплата на наетите лица по трудово и служебно правоотношение нарасне с 1%, жилищната площ при новопостроените жилища в областите нараства средно с 0,7%. Само при безработицата имаме обратно пропорционална зависимост, при увеличение

на безработицата с 1%, жилищната площ в новопостроените жилища намалява с 1,7%. Всички тези изводи са валидни при елиминиране на различията в средните равнища на жилищната площ в новопостроените жилища за изследвания период, дължащи се на специфичните характеристики на включените в анализа области.

Оценените случайни ефекти " α_i " по отделните области на жилищната площ в новопостроените жилища могат да се видят на фигура 3.

Специфичните характеристики на области като Бургас, Варна, Велико Търново, Габрово, Добрич, Кърджали, Перник, Русе, Смолян и Търговище влияят в положителна посока на средните нива на жилищните площи в новопостроените



Фигура 3. Случайните ефекти на напречното сечение при жилищната площ в новопостроените жилища по области за периода 2005 – 2021 г.

жилища в България за периода 2005 – 2021 г. Обратно, тези характеристики имат негативен ефект при областите Благоевград, Пазарджик, Разград, Търговище и др.

Заклучение

В изследването за новопостроената жилищна площ са обхванати периоди на икономически подем, финансова, икономическа криза, период на възстановяване и последваща глобална криза, породена от пандемията COVID-19. В сектор Строителство се реализира значителна по обем продукция за периода на икономически растеж от 2005 – 2008 г., както за ниското инженерно строителство, така и по отношение на сградното строителство. В резултат на настъпилата финансова и икономическа криза през 2008 г., негативната тенденция в жилищното строителство се запазва за периода 2009 – 2015 г. В пандемичните години 2020 – 2021 г. за строителния сектор не бяха в сила въведените мерки от правителството за ограничение и работа от вкъщи. Единствено при този сектор имаше възможност да продължи производственият процес по обичайния начин. Ръстът на жилищното строителство през последните години е значителен, въпреки инфлацията, пандемията от COVID-19 и войната в Украйна.

Резултатите от построените и оценените регресионни модели с панелни данни показват, че зависимостта на жилищните площи в новопостроените жилища по региони в България за периода 2005 – 2021 г. е правопрпорционална по отношение на естествения прираст,

миграцията, средната годишна заплата и учащите, и обратно пропорционална спрямо безработицата. От оценените иконометрични панелни модели се установи, че въпреки факта, че моделът със случайните ефекти да е по-добър измерител на зависимостта между жилищните площи в новопостроените жилища, естествения прираст, механичния прираст, записани учаци в училищата, средна годишна работна заплата на наетите лица по трудово и служебно правоотношение и коефициента на безработица, то неговата обяснителна способност е недостатъчно висока, за да разкрие цялостната картина в изменението на новопостроените жилищни площи.

Ефектите на факторите са оценени с коефициентите на полуеластичност и еластичност, като се оказва, че на 1% повишение на естествения и механичния прираст в отделните области се наблюдава съответно 3,2% и 1,8% по-високо ниво на жилищната площ в новопостроените жилища. При увеличаване на записаните ученици в училищата в начален, прогимназиален и гимназиален етап с 1%, жилищната площ при новопостроените жилища в областите нараства средно с 1,5%. Ако средната годишна заплата на наетите лица по трудово и служебно правоотношение нарасне с 1%, жилищната площ при новопостроените жилища в областите нараства средно с 0,7%. Само при безработицата имаме обратно пропорционална зависимост, при увеличение на безработицата с 1%, жилищната площ в новопостроените жилища намалява с 1,7%. Всички тези изводи са валидни при елиминираното на промените

В средните равнища на жилищната площ в новопостроените жилища, под влиянието на ефекти на отделните области през изследвания период. Включването на фактора нетен коефициент на записване на децата в детските градини не е определящ фактор за ръста на новопостроените жилища. Можем да заключим, че домакинствата с деца в България предпочитат нови жилища в райони, в които има училища. Може би биха предпочитали и райони с осигурени детски градини, но както знаем, родителите срещат трудности в намирането на място в детска градина за децата си в по-големите градове. Домакинствата предпочитат нови жилища без да вземат под внимание този критерий или предпочитат да пътуват с децата си, които са в детска градина и съответно предпочитат да са в район с училище наблизо.

Построените иконометрични панелни модели не могат да минимизират изцяло пропуснатите отклонения на променливите, причинени от невключени фактори, които влияят върху жилищните площи в новопостроените жилища, както и на невключените трендови ефекти

за отделните региони. Въпреки информативността, която носят оценените иконометрични панелни модели, тя не е достатъчна, за да се разкрие цялостната картина при изследването на факторната динамика на жилищната площ в новопостроените жилища в различните области. В няколко разработки разглеждахме различни аспекти на тази факторна обособеност на зависимостта. Съвместното включване на всички фактори, които влияят върху жилищната площ в новопостроените жилища, също би могло да доведе до по-висока обяснителна способност на иконометричните модели, но то би довело и до редица статистически проблеми в оценените модели. Трябва да се намери баланс между това кои предиктори да се включат в иконометричните модели или баланс в това кои от областите да се включат в различни групи. Друг подход при бъдещи потенциални изследвания, освен изброените по-горе, е да се предприеме съвсем различен панелен похват и иконометрична техника при изследването на факторната зависимост на регионалната динамика на новопостроената жилищна площ.

Цитирани източници (References):

1. Атанасова, Цв. (2021). Влияние на демографските промени върху жилищното строителство в област Варна. *Недвижими имоти & бизнес*, (3): 189-199.
(Atanasova, Tsv. (2021). Vliyanie na demografските промени varhu zhlishtnoto stroitelstvo v oblast Varna. *Nedvizhimi imoti & biznes*, (3): 189-199)
2. Маринов, Г. (2014). Панелни единични корени и коинтеграция. Варна: Изд. „Онгъл“.
(Marinov, G. (2014). Panelni edinichni koreni i kointegratsia. Varna: Izd. „Ongal“)
3. НСИ (2023а). „Краткосрочна статистика на жилищните сгради“. Методология. София: Национален статистически институт. URL:
https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/HFund_1_Methodology.pdf
(NSI (2023a). „Kratkosrochna statistika na zhlishtnite sgradi“. Metodologia. Sofia: Natsionalen statisticheski institut. URL:
https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/HFund_1_Methodology.pdf)
4. НСИ (2023b). Методология за изследване на населението. София: Национален статистически институт. URL:
https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/Pop_6_Metodology_population.pdf
(NSI (2023b). Metodologia za izsledvane na naselenieto. Sofia: Natsionalen statisticheski institut. URL:
https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/Pop_6_Metodology_population.pdf)
5. НСИ (2023c). Методология за изследване на миграцията. София: Национален статистически институт. URL:
https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/Pop_5_Metodology_migration.pdf
(NSI (2023c). Metodologia za izsledvane na migratsiyata. Sofia: Natsionalen statisticheski institut. URL:
https://www.nsi.bg/sites/default/files/files/metadata/Pop_5_Metodology_migration.pdf)
6. Стаматов, Ст. (2018). Отражение на миграционните процеси върху пазара на жилищни имоти в България. *Недвижими имоти & бизнес*, (2): 119-127.
(Stamatev, St. (2018). Otrazhenie na migratsionnite protsesi varhu pazara na zhlishtni imoti v Bulgaria. *Nedvizhimi imoti & biznes*, (2): 119-127)
7. Томова, Д. (2018). Специфични фактори влияещи върху пазара на жилищни имоти в град София. *Недвижими имоти & бизнес*, (2):103-108.
(Tomova, D. (2018). Spetsifichni faktori vliyaeshti varhu pazara na zhlishtni imoti v grad Sofia. *Nedvizhimi imoti & biznes*, (2):103-108)
8. Baltagi, B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd Edition. NY: J. Wiley & Sons Ltd.
9. Greene, W. (2002). *Econometric Analysis*. 5th Edition. NY: Prentice Hall.
10. Gujarati, D., Porter, D. (2009). *Basic Econometrics* – 5th edition. Boston: McGraw-Hill Irwin.
11. Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*. 2nd Edition. Cambridge University Press.
12. Maddala, G. (2001). *Introduction to Econometrics*. 3rd Edition. NY: J. Wiley & Sons Ltd.
13. Wooldridge, J. (2003). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: MIT Press.

Faktori na regionalnata dinamika na novopostroenata zhlishtna plosht v Bulgaria za perioda 2005 – 2021 g.**Vesela Dimitrova****Factors of the Regional Dynamics of the Newly Built Residential Area in Bulgaria for the 2005 – 2021 Period****Vesela Dimitrova**

Abstract: Residential construction, as part of the construction sector, has developed quite dynamically over the last twenty years. This paper examines the dynamics of new housing construction over a seventeen-year period. The panel dataset includes household-related factors of demographic, social, and economic character regarding the demand for newly built housing estate. Different specifications of econometric panel models for the dynamics of new housing construction at district level in Bulgaria are built and estimated. The results show that the dependence of housing area of newly built dwellings by regions in Bulgaria is directly proportional to natural increase, migration, average annual wage, and number of pupils, and inversely proportional to unemployment. Interestingly, the variable “net enrollment rate of children in kindergartens” did not show the expected effect on the growth of newly built housing.

Key words: new dwellings, residential area, panel data regression, Bulgarian regions.

JEL: C23, C51, L74.