

*dr Krzysztof Adam Nowak*¹ 

Katedra Rynków Finansowych i Finansów Konsumenckich
Uniwersytet Rzeszowski

Wpływ programów mieszkaniowych na ceny mieszkań w miastach wojewódzkich

Abstrakt

W przekazie medialnym w Polsce obecnie dominuje pogląd, iż rządowe programy mieszkaniowe skierowane do kredytobiorców pobudzają popyt, powodując wzrost cen nieruchomości, a tym samym obniżają dostępność mieszkaniową. W dyskursie publicznym pojawia się więc wiele głosów krytycznych wobec dotychczasowych programów mieszkaniowych, jednocześnie wspierających koncepcję zaangażowania państwa w budowę mieszkań przeznaczonych na wynajem. Artykuł podejmuje tę dyskusję, koncentrując się na ocenie wpływu rządowych programów mieszkaniowych oferujących dofinansowania kredytu mieszkaniowego na ceny mieszkań. Celem opracowania jest weryfikacja wpływu wybranych czynników na zmiany cen mieszkań w miastach wojewódzkich w Polsce. Na potrzeby badania sformułowane zostały dwie hipotezy badawcze: 1. Programy mieszkaniowe bazujące na dofinansowaniu kredytu mieszkaniowego nie stanowiły głównych determinantów zmian cen mieszkań w miastach wojewódzkich. 2. Wszystkie programy mieszkaniowe bazujące na dofinansowaniu kredytu wpływały istotnie statystycznie na wzrost cen mieszkań w miastach wojewódzkich w modelach oddających długo- i krótkookresowe zależności. Metody badawcze obejmują analizę retrospektywną czynników oddziałujących na ceny mieszkań w miastach wojewódzkich w latach 2006–2024 oraz model korekty błędem (*Error-Correction Model*). Analiza stanowiąca pierwszą część badania dowodzi, że programy mieszkaniowe były jednym z czynników oddziałujących na ceny mieszkań, lecz nie głównym ich determinantem. Wyniki części ekonometrycznej badania wskazują na istotny statystycznie zbiorczy wpływ programów na ceny mieszkań dla siedmiu miast wojewódzkich w długim okresie. W krótkim terminie uzyskano potwierdzenie takiego wpływu jedynie dla programu BK2%.

Słowa kluczowe: programy mieszkaniowe, dopłaty do kredytów mieszkaniowych, subsydia mieszkaniowe, ceny mieszkań.

¹ Adres korespondencyjny: Uniwersytet Rzeszowski, al. Tadeusza Rejtana 16C, 35-959 Rzeszów; e-mail: krnowak@ur.edu.pl. ORCID: 0000-0003-0543-1670.

The impact of government subsidy housing programs on residential prices in voivodeship capitals

Abstract

The prevailing view in Polish media is that government housing programs offering mortgage loans subsidies stimulate demand, driving up residential prices and thus reducing housing affordability. Therefore, recently public opinion has been filled with criticism of such housing programs, and simultaneously verdicts supporting the concept of state involvement in the construction of housing for rent. This article addresses this debate by focusing on assessing the impact of government housing programs offering mortgage subsidies on housing prices. The aim of this article is to verify the influence of selected factors on the increase of housing prices in voivodeships capitals in Poland. Following that, two research hypotheses were formulated for the study: 1. Housing programs based on mortgage subsidies were not the main determinants of changes in housing prices in voivodeships capitals. 2. All housing programs based on mortgage subsidies had a statistically significant impact on housing price growth in voivodeships capitals in models reflecting long- and short-term relationships. The research methods include a retrospective analysis of factors influencing housing prices in voivodeships capitals from 2006 to 2024, as well as an error-correction model approach. The first part of the study indicates that housing programs can be considered as one of the factors influencing housing prices, but not the primary determinant. The results of the econometric section of the study indicate a statistically significant collective impact of the programs on housing prices for seven voivodeships capitals in the long term. In the short term, such an impact was confirmed only for the BK2% program.

Keywords: government housing programs, mortgage loans subsidies, housing subsidies, residential prices.

JEL: R21, R31, R38.

WPROWADZENIE

Nierówności w zakresie sytuacji finansowej gospodarstw domowych powodują różnice w możliwości zaspokajania potrzeb mieszkaniowych, mogą być one jednak ograniczane przez programy mieszkaniowe prowadzone przez rządy, co ma miejsce w wielu krajach Europy i nie tylko. W XXI wieku w Polsce do tej pory funkcjonowały cztery rządowe programy mieszkaniowe: Rodzina na Swoim, Mieszkanie dla Młodych, Mieszkanie Plus, Pierwsze Mieszkanie Bezpieczny Kredyt 2%. Trzy z nich (poza programem Mieszkanie+) obejmowały wsparcie gospodarstw domowych w zaciągnięciu oraz spłacie kredytu mieszkaniowego. Według CBOS (2022) w 2022 roku 55% respondentów badania ankietowego było zdania, że państwo powinno przede wszystkim ułatwiać zakup własnych mieszkań i budowę własnych domów. Wydaje się jednak, że w ostatnich latach nastąpiła istotna zmiana w społecznym podejściu do programów mieszkaniowych. W toczącej się obecnie w Polsce dyskusji bardziej wyraziste są głosy mówiące o tym, że rządowe programy mieszkaniowe powinny być nakierowane na wsparcie budownictwa mieszkaniowego z przeznaczeniem na najem, zwłaszcza na wsparcie

zasobu komunalnego pozostającego w gestii gmin. Wynika to z faktu, że w przestrzeni publicznej dominuje pogląd, iż programy mieszkaniowe skierowane do kredytobiorców poprzez budowanie popytu wywołują wzrost cen mieszkań, co z kolei ogranicza dostępność mieszkaniową. Odbierane są one również często jako korzystne przede wszystkim dla przedsiębiorstw deweloperskich (Groeger, 2016) oraz sektora bankowego. Takie opinie, formułowane szczególnie wobec programu Pierwsze Mieszkanie Bezpieczny Kredyt 2%, pojawiały się także ze strony przedstawicieli rządu (*Pomysł na dopłaty do...*, [https](https://www.polska24.pl/tematyka/program-pierwsze-mieszkanie-bezpieczny-kredyt-2/)), można je jednak znaleźć je też w raportach przygotowywanych przez przedstawicieli świata nauki (Lis, 2019).

Celem artykułu jest weryfikacja wpływu wybranych czynników na wzrost cen mieszkań w miastach wojewódzkich w Polsce. W tym kontekście sformułowane zostały dwie hipotezy badawcze:

1. Programy mieszkaniowe bazujące na dofinansowaniu kredytu mieszkaniowego nie stanowiły głównych determinantów zmian cen mieszkań w miastach wojewódzkich.
2. Wszystkie programy mieszkaniowe bazujące na dofinansowaniu kredytu wpływały istotnie statystycznie na wzrost cen mieszkań w miastach wojewódzkich w modelach oddających długo- i krótkookresowe zależności.

Pierwsza hipoteza została zweryfikowana na podstawie analizy retrospektywnej (w tym analizy danych statystycznych) najistotniejszych czynników oddziałujących na ceny mieszkań w miastach wojewódzkich w latach 2006–2024. Z kolei drugą hipotezę zweryfikowano na podstawie interpretacji sformułowanych ekonometrycznych modeli korekty błędem (*Error-Correction Model*). W badaniu poddany weryfikacji został wpływ rządowych programów mieszkaniowych skierowanych do gospodarstw domowych zaciągających kredyty mieszkaniowe, tj. programów Rodzina na Swoim, Mieszkanie dla Młodych oraz Pierwsze Mieszkanie Bezpieczny Kredyt 2%.

DETERMINANTY CEN MIESZKAŃ – PRZEGLĄD LITERATURY

W ostatnich latach zarówno w krajowej, jak i zagranicznej literaturze poświęconej determinantom cen nieruchomości mieszkaniowych główne kierunki badań stanowiły: analiza przestrzenna w oparciu o bazy transakcji nieruchomościami, koncentrująca się na wpływie lokalizacji, odległości między nieruchomościami oraz elementami infrastruktury transportowej czy punktami zainteresowania (*points of interests*) (Cellmer, Belej, Trojanek, 2024; Duan, Tian, Yang, Zhou, 2021); indeksy hedoniczne również na podstawie baz transakcji, podkreślające wpływ cech nieruchomości oraz ich otoczenia (np. Mora-Garcia, Cespedes-Lopez, Perez-Sanchez, Marti, Perez-Sanchez, 2019; Diewert, Shimizu, 2015; Nowak, 2015;

Tomczyk i Widłak, 2010); zastosowanie danych na poziomie lokalnym w badaniach panelowych (np. Marinković, Džunić, Marjanović, 2024; Cellmer, Cichul-ska, Belej, 2021).

W polskiej literaturze z uwagi na problematyczną dostępność danych rynkowych dominują jednak opracowania wykorzystujące dane zagregowane na poziomie miast, grup miast i dane makroekonomiczne. Niniejsza publikacja wpisuje się w to podejście. Często przywoływaną klasyfikację determinantów rynku nieruchomości w tym ujęciu stanowi rozróżnienie zaproponowane przez Kałkowskiego (2001), wyodrębniające czynniki demograficzne, zasobowe, ekonomiczne oraz instrumentalne (administracyjne, prawne). Klasyfikację tę można również wpisać w podział na determinanty stymulujące popyt (demograficzne, ekonomiczne), podaż (zasobowe) oraz te, które narzucają odgórnie zasady gry rynkowej (instrumentalne, prawne). Taka kategoryzacja nakazuje uszeregować determinanty określające sytuację finansową gospodarstw domowych, koniunkturę gospodarczą, ale też czynniki demograficzne w pierwszej grupie; determinanty określające wielkość zasobu, jego przyrost oraz koszty budowy w drugiej grupie; z kolei pozostałe czynniki instytucjonalno-prawne należy uwzględnić w trzecim koszyku. Czynniki w ramach każdej z trzech powyższych grup, w zależności od swojego charakteru, mogą reprezentować zarówno dodatni, jak i ujemny wpływ na ceny mieszkań (np. poziom wynagrodzeń i poziom bezrobocia jako stymulanty popytu implikują odpowiednio wzrost i spadek cen). W polskich publikacjach dotyczących cen nieruchomości mieszkaniowych dominują przede wszystkim czynniki popytowe, choć część autorów podejmowała próby uwzględnienia w jednym modelu determinantów popytowych i podaźowych.

Żelazowski (2011a) zweryfikował wpływ średniego oprocentowania kredytów mieszkaniowych, przeciętnego wynagrodzenia oraz średnich kosztów budowy powierzchni użytkowej lokalu mieszkalnego na ceny mieszkań w Łodzi, uzyskując istotnie statystyczną zależność jedynie w przypadku pierwszej zmiennej. Znacznie rozszerzony przez tego samego autora dobór zmiennych (PKB *per capita*, koszt budowy powierzchni użytkowej mieszkania, przeciętne wynagrodzenie, stopa bezrobocia, liczba mieszkań na 1000 mieszkańców, mieszkania oddane na 1000 mieszkańców, udział transakcji lokalami mieszkalnymi w zasobie ogółem, liczba osób w wieku 25–44 lat na 1000 mieszkańców) skutkował istotnością statystyczną w przypadku PKB *per capita* oraz liczby osób w wieku 25–44 lat na 1000 mieszkańców (Żelazowski, 2011b). Mach (2012) zweryfikował wpływ osiemnastu determinantów przyporządkowanych do trzech zbiorowych czynników na ceny mieszkania w ujęciu regionalnym (dla województw). Istotny statystycznie wpływ odnotowany został dla determinantów o charakterze ekonomiczno-gospodarczym, tj. liczby przedsiębiorstw (oddzielnie mikro, małych, średnich i dużych) na 10 000 ludności, PKB *per capita*, przeciętnego miesięcznego wynagrodzenia,

sprzedaży detalicznej na mieszkańca, przeciętnych miesięcznych wydatków na osobę na użytkowanie mieszkania oraz przeciętnego miesięcznego dochodu na osobę w gospodarstwie domowym. Drachal (2013) wykazał istotny statystycznie wpływ kosztów budowy powierzchni użytkowej, stopy bezrobocia, przeciętnego wynagrodzenia, przeciętnego wynagrodzenia w relacji do liczby mieszkańców i liczby osób pracujących, w różnych konfiguracjach, na ceny mieszkań z rynku pierwotnego w dziesięciu miastach wojewódzkich. Nowak (2014) stwierdził istotny statystycznie wpływ stopy bezrobocia i wynagrodzenia na ceny mieszkań w Krakowie. Kierując się podkreślanym przez Główkę (2016) znaczeniem dostępności finansowania zakupu nieruchomości mieszkaniowych z wykorzystaniem kredytu, Nowak (2021) potwierdził istotny wpływ liczby i wartości nowo udzielonych kredytów mieszkaniowych na zagregowane hedoniczne indeksy cen w siedmiu i dziesięciu miastach wojewódzkich. Bochenek, Szczepańska-Przekota, Przekota i Hadław (2023) wykazali, iż koniunktura gospodarcza była przyczyną w sensie Grangera fluktuacji cen mieszkań. Głuszak i Trojanek (2024) wykazali asymetryczne dostosowania na rynkach mieszkaniowych miast wojewódzkich w odpowiedzi na szoki w poziomie oprocentowania kredytów mieszkaniowych oraz liczbie nowych mieszkań. Zbliżone zmienne popytowe i podażowe były wykorzystywane również w zagranicznych publikacjach (np. Laurinavičius, Laurinavičius, Laurinavičius, 2022; Liu, Ma, 2021; Coskun, Seven, Ertugrul, Alp, 2020; Adams, Füss, 2010).

W ostatnich latach kwestią, która zajmowała opinię publiczną, był wpływ rządowych programów mieszkaniowych na ceny nieruchomości mieszkaniowych, co skutkowało licznymi publikacjami naukowymi dotyczącymi tego zagadnienia. Wpływ programów na rynek mieszkaniowy w Polsce do tej pory oceniany był głównie przez pryzmat analizy danych statystycznych (Adamczka, Pluta, 2025; Koszel, 2025; Podlińska, Bogusz, 2025; Groeger, 2016). Podejmowana była ocena oddziaływania programów na rynek mieszkaniowy w kontekście szeroko rozumianej polityki mieszkaniowej (Lis, 2017), w tym też bazująca na analizie porównawczej z rozwiązaniami funkcjonującymi w innych krajach (Jarecki i in., 2020), brak jest jednak publikacji w tym zakresie bazujących na metodach ilościowych, w tym modelach ekonometrycznych. Wynika to z problematycznego dostępu do danych liczbowych oraz krótkich szeregów czasowych, które zwykle mają charakter danych w ujęciu rocznym.

Warto podkreślić, że programy mieszkaniowe funkcjonują w wielu krajach, gdzie do weryfikacji ich wpływu na ceny nieruchomości stosowane są modele ekonometryczne. Blight, Field i Henriquez (2012) wykazali istotnie statystyczny wpływ programu First Home Buyer Grant (zbliżonego do programu Mieszkanie dla Młodych) na wzrost mediany cen domów w Australii. Krolage (2023) zaobserwowała analogiczny efekt bezpośrednich subsydiów w przypadku zaku-

pu domu w Bawarii. Ramírez Sierra, González Martínez, Monroy Cruz i Zapata Barrientos (2024) opisali wzrost cen nowych domów w wyniku wprowadzenia programu dofinansowań dla osób o niskich dochodach w Meksyku.

Niniejsza publikacja stanowi próbę uzupełnienia krajowej literatury w zakresie weryfikacji wpływu rządowych programów bazujących na dopłatach do kredytów mieszkaniowych na ceny nieruchomości, z zastosowania analizy retrospektywnej oraz modelowania ekonometrycznego.

DETERMINANTY CEN MIESZKAŃ W LATACH 2006–2024

Wśród determinantów kształtujących ceny mieszkań w Polsce w latach 2006–2024 można wymienić te o charakterze popytowym: sytuację finansową gospodarstw domowych, rządowe programy mieszkaniowe, świadczenia społeczne 500+/800+, oraz te o charakterze podażowym: inflację, rosnące koszty budowy, a także podaż mieszkań. Oprócz tych dwóch grup można wskazać również czynniki odzwierciedlające ryzyko prawne i polityczne, tj. zmiany przepisów i regulacji obowiązujących uczestników rynku, w tym przedsiębiorstwa deweloperskie oraz banki. W tabeli 1 przedstawiono skumulowany przyrost wybranych danych statystycznych dla lat 2006–2024. Z kolei w tabeli 2 zaprezentowano większy zasób danych w ujęciu rocznym dla tego okresu.

Odnosząc się do czynników o charakterze popytowym, warto podkreślić zdecydowaną poprawę sytuacji finansowej gospodarstw domowych w okresie analizy. Przeciętny dochód rozporządzalny na jedną osobę wzrósł z poziomu 834,68 zł do 3167,17 zł. Z kolei przeciętne wynagrodzenie wzrosło z 2475,88 zł do 8181,72 zł. Wartości te mają charakter nominalny, jednak przyrost o odpowiednio 279,45% oraz 230,46%, zwłaszcza w kontekście skumulowanej inflacji za lata 2006–2024 wynoszącej 85,46%, i tak oznacza istotną poprawę. Z kolei porównanie zmiany przeciętnego dochodu rozporządzalnego oraz przeciętnego wynagrodzenia w latach 2006–2024 ze wzrostem cen mieszkań w tym okresie (od 151,46% do 230,58%, tabela 1) prowadzi do oczywistego wniosku, iż poprawa sytuacji finansowej polskich gospodarstw domowych była większa niż przyrost cen mieszkań. Do zbliżonych wniosków doszedł Kokot (2022).

Lepsza sytuacja finansowa gospodarstw domowych zwiększa możliwości generowania oszczędności, które mogą zostać przeznaczone na zakup nieruchomości mieszkaniowej lub wpłatę wkładu własnego dla kredytu mieszkaniowego. Ponadto rosnące dochody obok oprocentowania kredytów stanowią główne wyznaczniki zdolności kredytowej. Dlatego przedstawione w tabeli 2 liczby i wartości nowo udzielonych kredytów mieszkaniowych są w dużej mierze wypadkową przeciętnego wynagrodzenia, dochodu rozporządzalnego oraz stopy WIBOR3M.

Ta ostatnia dominuje wśród kredytów mieszkaniowych ze zmiennym oprocentowaniem, decydując, razem z marżą banku, o koszcie ich obsługi.

Wpływ na możliwość zaciągnięcia kredytu mieszkaniowego miały oczywiście również wspomniane programy mieszkaniowe. Ich celem było, po pierwsze, poszerzenie grona gospodarstw domowych, które mogły zaciągnąć kredyt mieszkaniowy, oraz po drugie, ułatwienie im obsługi takiego zobowiązania. W ramach programu Rodzina na Swoim państwo spłacało 50% odsetek od kredytu mieszkaniowego przez pierwsze 8 lat jego obowiązywania. Program Mieszkanie dla Młodych opierał się na dopłatach do wkładu własnego oraz dopłatach do spłaty kapitału w przypadku narodzin trzeciego lub kolejnego dziecka. Program Pierwsze Mieszkanie Bezpieczny Kredyt 2% ograniczał wysokość odsetek spłacanych przez kredytobiorcę do poziomu 2% powiększonych o marżę banku przez pierwsze 10 lat obowiązywania kredytu. Wszystkie trzy programy skierowane były do gospodarstw domowych nieposiadających nieruchomości mieszkaniowej. Obowiązywały w nich także inne ograniczenia, np. dotyczące maksymalnej ceny nabywanej nieruchomości, jej metrażu czy wieku kredytobiorców. Zasady, zwłaszcza pierwszych dwóch programów, ulegały zmianom w toku ich obowiązywania, co wpływało na dostępność oferowanego wsparcia. Udział kredytów mieszkaniowych w ramach tych trzech programów w łącznej liczbie wszystkich przyznanych kredytów wahał się od 1,3% w roku 2007 do 35,4% w roku 2023.

Jako czynnik o charakterze popytowym może być też rozpatrywany program świadczeń wychowawczych 500+/800+. Świadczenia socjalne zwykle nie są uwzględniane przez banki jako źródło dochodów, jednak część z nich traktuje świadczenia z programu 500+/800+ jako dochód uzupełniający podstawowe źródło utrzymania (np. odejmując wysokość świadczeń od kosztów utrzymania gospodarstwa domowego). Ponadto program ten pozytywnie wpływa na kondycję finansową gospodarstw domowych oraz możliwość generowania oszczędności, co może ułatwiać np. zgromadzenie kwoty wymaganej przez bank jako wkład własny. W skali całego kraju kwoty wydatkowane na te świadczenia wahały się od 17,6 mld zł w roku 2016 do 64,0 mld zł w roku 2024.

Tabela 1. Zmiana lub skumulowany przyrost za lata 2006–2024

Przeciętny dochód rozporządzalny na 1 członka rodziny	279,45%
Przeciętne miesięczne wynagrodzenie brutto	230,46%
Wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych	85,46%
Wskaźnik cen produkcji budowlano-montażowej	65,16%
Średnia cena transakcyjna mieszkania z rynku pierwotnego w 7 miastach wojewódzkich*, **	167,23%

Średnia cena transakcyjna mieszkania z rynku pierwotnego w 10 miastach wojewódzkich*, ***	230,58%
Średnia cena transakcyjna mieszkania z rynku wtórnego w 7 miastach wojewódzkich*, **	151,46%
Średnia cena transakcyjna mieszkania z rynku wtórnego w 10 miastach wojewódzkich*, ***	199,72%

* Za ostatni kwartał roku. ** Warszawa, Gdańsk, Gdynia, Kraków, Łódź, Poznań, Wrocław. *** Białystok, Bydgoszcz, Katowice, Kielce, Lublin, Olsztyn, Opole, Rzeszów, Szczecin, Zielona Góra.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS i NBP.

Wśród determinantów o charakterze podażowym należy wymienić inflację, zmiany cen materiałów budowlanych, kosztów robocizny oraz ceny gruntów inwestycyjnych kształtują bowiem rynkowe ceny nieruchomości mieszkaniowych. Całkowity wzrost inflacji i cen produkcji budowlano-montażowej wyniósł w badanym okresie odpowiednio 85,46% oraz 65,16%. Warto podkreślić istotny wpływ okresu od początku pandemii COVID-19 na zmiany cen w gospodarce. W latach 2020–2024 (dla roku bazowego 2019) skumulowany wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych osiągnął poziom 43,48%. Zakres czasowy badania, uwzględniający lata 2020–2024, oraz fakt, że nieruchomości mogą być traktowane jako zabezpieczenie przed inflacją (np. Inglesi-Lotz, Gupta, 2013), wskazują na zasadność zastosowania inflacji w modelu.

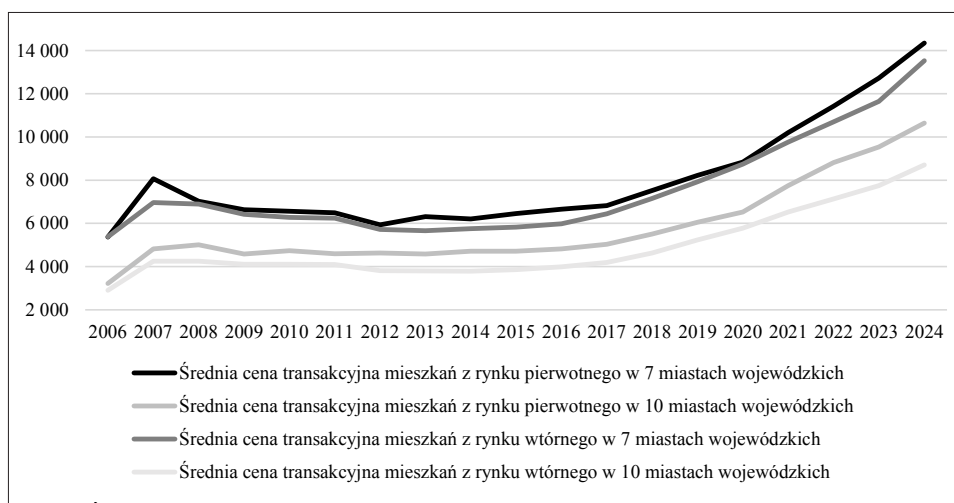
Liczba mieszkań, których budowę rozpoczęto, a zwłaszcza liczba mieszkań oddanych do użytkowania stanowią pokłosie przeszłej koniunktury na rynku mieszkaniowym. Warto zaznaczyć, że w latach 2006–2008, a więc w czasie bańki mieszkaniowej w największych miastach Polski, liczby obydwu tych statystyk były dużo niższe niż w latach 2020–2024.

Czynniki prawne i polityczne należy utożsamiać ze zmianami przepisów prawa, regulacji. W tym miejscu warto wskazać przede wszystkim zapisy ustawy o ochronie praw nabywcy lokalu mieszkalnego lub domu jednorodzinnego z 2011 roku oraz ustawy o ochronie praw nabywcy lokalu mieszkalnego lub domu jednorodzinnego oraz Deweloperskim Funduszu Gwarancyjnym z 2021 roku, która zastąpiła tę pierwszą. Obydwa akty prawne, zwane potocznie ustawami deweloperskimi, wprowadziły liczne rozwiązania mające chronić interesy nabywców nowych nieruchomości mieszkaniowych. Warto podkreślić zwłaszcza znaczenie wprowadzenia otwartych i zamkniętych rachunków powierniczych oraz Deweloperskiego Funduszu Gwarancyjnego. Koszty finansowe tych dwóch mechanizmów oraz pozostałe wymogi, które w sposób pośredni podnoszą koszty przedsiębiorstw deweloperskich – mając świadomość ich zasadności – należy uznać za czynniki determinujące wzrost cen nowych nieruchomości mieszkaniowych.

W tym miejscu można też wskazać treść rekomendacji S oraz T Urzędu Komisji Nadzoru Finansowego odnoszących się do prowadzenia akcji kredytowej przez banki w segmencie kredytów hipotecznych. Jako przykład mogą służyć zapoczątkowany w 2014 roku proces ustalania wymogu minimalnego wkładu własnego dla kredytów hipotecznych lub zwiększenie tzw. buforu bezpieczeństwa przy wyznaczaniu zdolności kredytowej w 2022 roku. Powyższe zmiany, choć uzasadnione interesem uczestników rynku, oddziaływały w negatywny sposób na popyt na nieruchomości mieszkaniowe.

Na rysunku 1 przedstawiono średnie ceny mieszkań w gronie siedmiu i dziesięciu miast wojewódzkich na rynku pierwotnym i wtórnym. Spadek, a następnie stabilizację stawek w latach 2008–2014 należy wiązać z sytuacją gospodarczą po wybuchu kryzysu finansowego oraz stopniowym powracaniem rynku do równowagi po pęknięciu bańki spekulacyjnej z lat 2006–2008.

Porównując przedstawione powyżej czynniki, które kształtowały rynek mieszkaniowy w Polsce w latach 2006–2024 (tabele 1 i 2), oraz średnie ceny widoczne na rysunku 1, zasadne jest stwierdzenie, że trzy rozpatrywane programy mieszkaniowe wpływały na ceny nieruchomości. Należy jednak podkreślić, że nie były one jedynym ani głównym motorem zmian cen nieruchomości mieszkaniowych, wzrost nominalnych cen mieszkań znajduje bowiem swoje uzasadnienie w poprawie sytuacji materialnej gospodarstw domowych oraz w mniejszym stopniu w skumulowanej inflacji. Powyższy wniosek potwierdza pierwszą hipotezę badawczą.



Rysunek 1. Średnie ceny transakcyjne mieszkań z rynku pierwotnego i wtórnego w siedmiu i dziesięciu miastach wojewódzkich w ostatnim kwartale poszczególnych lat (zł/m²)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych NBP.

Tabela 2. Czynniki wpływające na ceny mieszkań w latach 2006–2024

Rok	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Liczba kredytów mieszkaniowych	297 151	314 283	286 761	189 192	230 361	231 159	196 557	176 866	174 087	181 325	178 409
Wartość nowo udzielonych kredytów mieszkaniowych (mld zł)	41,782	55,862	57,128	38,734	48,660	49,210	39,108	36,475	36,824	39,320	39,496
Wartość nowo udzielonych kredytów mieszkaniowych w ramach programów mieszkaniowych (mld zł)	0,00	0,435	0,853	5,418	8,074	10,249	7,939	2,005	2,565	4,883	5,703
WIBOR3M na koniec roku (%)	4,20	5,68	5,88	4,27	3,95	4,99	4,11	2,71	2,06	1,72	1,73
Przeciętne wynagrodzenie (zł)	2 475,88	2 672,58	2 942,17	3 101,74	3 224,13	3 403,51	3 530,47	3 659,40	3 777,10	3 907,85	4 052,19
Przeciętny dochód rozporządzalny na 1 członka rodziny (zł)	834,68	928,87	1 045,52	1 114,49	1 192,82	1 226,95	1 278,43	1 299,07	1 340,44	1 386,16	1 474,56
Wartość wypłaconych świadczeń w ramach programu 500+/800+	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	17,60
Roczny wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (%)*	1,0	2,5	4,2	3,5	2,6	4,3	3,7	0,9	0	-0,9	-0,6
Wskaźnik cen produkcji budowlano-montażowej (%)*	3,2	7,4	4,8	0,3	-0,1	1,0	0,2	-1,8	-1,2	-0,5	-0,4
Liczba mieszkań, których budowę rozpoczęto	137 962	185 117	174 686	142 901	158 064	162 200	141 798	127 392	148 122	168 403	173 932
Liczba mieszkań oddany do użytkowania	115 353	133 698	165 189	160 002	135 835	130 954	152 904	145 136	143 166	147 711	163 325

Tabela 2. Czynniki wpływające na ceny mieszkań w latach 2006–2024 – cd.

Rok	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
Liczba kredytów mieszkaniowych	190 634	212 596	225 073	204 170	256 456	126 315	162 375	202 661
Wartość nowo udzielonych kredytów mieszkaniowych (mld zł)	44,574	53,852	62,629	60,671	85,761	43,644	62,763	85,175
Wartość nowo udzielonych kredytów mieszkaniowych w ramach programów mieszkaniowych (mld zł)	4,038	2,213	0,000	0,000	0,000	0,000	23,324	14,433
WIBOR3M na koniec roku (%)	1,72	1,72	1,71	0,21	2,54	7,02	5,88	5,84
Przeciętne wynagrodzenie (zł)	4 283,73	4 589,91	4 920,09	5 226,00	5 682,97	6 362,90	7 199,22	8 181,72
Przeciętny dochód rozporządzalny na 1 członka rodziny (zł)	1 598,13	1 693,46	1 819,14	1 919,21	2 061,93	2 249,79	2 678,30	3 167,17
Wartość wypłaconych świadczeń w ramach programu 500+/800+	23,00	24,50	30,50	39,98	39,89	42,04	41,65	64,00
Roczny wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (%)*	2	1,6	2,3	3,4	5,1	14,4	11,4	3,6
Wskaźnik cen produkcji budowlano-montażowej (%)*	0,6	2,7	3,5	2,6	4,2	12,7	10,2	6,0
Liczba mieszkań, których budowę rozpoczęto	205 990	221 907	237 281	223 842	277 425	200 288	189 093	233 832
Liczba mieszkań oddanych do użytkowania	178 342	185 063	207 425	220 831	234 680	238 490	221 259	200 106

* Rok poprzedni = 100.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych (ZBP – raporty AMRON-SARFIN, GUS oraz stron: <https://businessinsider.com.pl/>, <https://www.onet.pl>, <https://www.money.pl/>).

SZEREGI CZASOWE WYKORZYSTANE W BADANIU

W tabeli 3 zaprezentowano charakterystykę szeregów czasowych wykorzystanych do sformułowania modelu ekonometrycznego. Zmienne objaśniane reprezentują wyznaczone przez Narodowy Bank Polski szeregi czasowe średnich transakcyjnych cen mieszkań za ostatnie kwartały poszczególnych lat, zbiorczo dla siedmiu i dziesięciu miast wojewódzkich, ważonych liczbą transakcji. Szeregi czasowe pozostałych zmiennych mają charakter danych rocznych. Zakres czasowy badania obejmuje lata 2006–2024. Jest on podyktowany dostępnością danych NBP, które stanowią obecnie najbardziej rzetelne dane cenowe dla miast wojewódzkich.

Uwzględniając determinanty cen nieruchomości mieszkaniowych przedstawione w analizie literatury oraz czynniki, które kształtowały rynek mieszkaniowy w okresie objętym badaniem, wyselekcjonowano cztery stymulanty, których wpływ na ceny mieszkań został zweryfikowany w toku badania: rządowe programy mieszkaniowe ułatwiające spłatę kredytu, liczbę mieszkańców, poprawę sytuacji finansowej gospodarstw domowych, inflację.

Zbiorczy wpływ rządowych programów mieszkaniowych Rodzina na Swoim, Mieszkanie dla Młodych oraz Pierwsze Mieszkanie Bezpieczny kredyt 2% został uwzględniony w ramach zmiennych wyrażających wartość (WKP) oraz liczbę kredytów hipotecznych (LKP) udzielonych w ramach tych programów. Uwzględnione zostały również analogiczne zmienne wyrażające wartość (WKR, WKM, WKB) i liczbę (LKR, LKM, LKB) kredytów oddzielnie dla poszczególnych programów. Z uwagi na fakt, że programy te bazowały na dofinansowaniach do kredytów, ich ujęcie w badaniu pozwoli ocenić wpływ takiej formy rządowego wsparcia (zaspokojenia potrzeby mieszkaniowej) na średnie ceny mieszkań w dwóch grupach miast wojewódzkich. W przypadku wszystkich powyższych zmiennych uwzględniony został termin przyznawania preferencyjnych kredytów, a nie tylko okres funkcjonowania poszczególnych programów mieszkaniowych².

Kolejne zmienne objaśniające (LM7, LM10) oddają sumę liczby mieszkańców na koniec poszczególnych lat w grupie siedmiu i dziesięciu miast. Optymalną zmienną demograficzną stanowiłaby liczba gospodarstw domowych, jednak obecnie Główny Urząd Statystyczny nie dysponuje danymi, które umożliwiłyby sformułowanie takiego szeregu czasowego dla miast wojewódzkich. Wymusza to skorzystanie z liczby ludności jako drugiego w kolejności optymalnego wyboru.

Zmienne PMW oraz DOR reprezentują odpowiednio przeciętne miesięczne nominalne wynagrodzenie i dochód rozporządzalny na jedną osobę. Cztery powyższe zmienne weryfikują wpływ poprawiającej się kondycji finansowej gospodarstw domowych na średnie ceny mieszkań. Jako ostatnia determinanta

² W ramach programów mieszkaniowych Rodzina na Swoim oraz Bezpieczny Kredyt 2% przyjmowanie wniosków zakończyło się z końcem odpowiednio 2012 oraz 2023 roku (2.01.2024), jednak kredyty były przyznawane w kolejnych okresach, tj. w latach 2013 i 2024.

w badaniu uwzględniona została inflacja wyrażana przez roczny wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych, wyznaczany w stosunku do roku poprzedniego. Ze powodu uwzględnienia inflacji jako czynnika wpływającego na ceny mieszkań wszystkie zmienne wyrażone w polskich złotych mają charakter nominalny.

Zastosowane w badaniu szeregi czasowe mają charakter nominalny, „surowy”. Pozwala to na wierniejsze oddanie rzeczywistego stanu wzajemnych zależności na rynku mieszkaniowym niż np. wykorzystanie logarytmów naturalnych. Szeregi zlogarytmowane nie zostały użyte także z uwagi na to, że wiele zmiennych przyjmuje wartości równe lub mniejsze od zera, co uniemożliwia zastosowanie takiej formy.

Tabela 3. Charakterystyka oraz statystyki opisowe szeregów czasowych wykorzystanych w badaniu

Szereg czasowy	Jednostka	Nazwa zmiennej	Funkcja	Wartość minimalna	Wartość maksymalna	Średnia	Odchylenie standardowe
1	2	3	4	5	6	7	8
Średnia cena transakcyjna mieszkania z rynku pierwotnego w 7 miastach (za ostatni kwartał roku)*	zł/m ²	CP7	Zmienna objaśniana	5 369	14 347	7 991	2 407
Średnia cena transakcyjna mieszkania z rynku pierwotnego w 10 miastach (za ostatni kwartał roku)**	zł/m ²	CP10	Zmienna objaśniana	3 220	10 643	5 804	1 920
Średnia cena transakcyjna mieszkania z rynku wtórnego w 7 miastach (za ostatni kwartał roku)*	zł/m ²	CW7	Zmienna objaśniana	5 380	13 529	7 527	2 247
Średnia cena transakcyjna mieszkania z rynku wtórnego w 10 miastach (za ostatni kwartał roku)**	zł/m ²	CW10	Zmienna objaśniana	2 905	8 707	4 890	1 521
Wartość kredytów hipotecznych udzielonych w ramach programów mieszkaniowych	mld zł	WKP	Zmienna objaśniająca	0,00	23,32	4,85	5,88
Wartość kredytów hipotecznych udzielonych w ramach programu RNS	mld zł	WKR	Zmienna objaśniająca	0,00	10,25	1,84	3,27
Wartość kredytów hipotecznych udzielonych w ramach programu MDM	mld zł	WKM	Zmienna objaśniająca	0,00	5,70	1,02	1,84

1	2	3	4	5	6	7	8
Wartość kredytów hipotecznych udzielonych w ramach programu BK2%	mld zł	WKB	Zmienna objaśniająca	0,00	23,32	1,30	5,34
Liczba kredytów hipotecznych udzielonych w ramach programów mieszkaniowych	liczba	LKP	Zmienna objaśniająca	0,00	57 412	20 740	18 843
Liczba kredytów hipotecznych udzielonych w ramach programu RNS	liczba	LKR	Zmienna objaśniająca	0,00	51 328	10 124	17 426
Liczba kredytów hipotecznych udzielonych w ramach programu MDM	liczba	LKM	Zmienna objaśniająca	0,00	33 503	5 811	10 554
Liczba kredytów hipotecznych udzielonych w ramach programu BK2%	liczba	LKB	Zmienna objaśniająca	0,00	57 412	4 801	14 519
Liczba mieszkańców 7 miast	liczba	LM7	Zmienna objaśniająca	5 083 894	5 288 958	5 148 282	75 194
Liczba mieszkańców 10 miast	liczba	LM10	Zmienna objaśniająca	2 417 932	2 528 390	2 496 463	34 146
Przeciętne miesięczne nominalne wynagrodzenie	zł	PMW	Zmienna objaśniająca	2 476	8 182	4 379	1 514
Dochód rozporządzalny na 1 osobę	zł	DOR	Zmienna objaśniająca	834	3 167	1 595	590
Roczny wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych, rok poprzedni=100	punkty procentowe	INF	Zmienna objaśniająca	-0,90	14,40	3,42	3,67

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych pochodzących z następujących źródeł: średnie ceny mieszkań według NBP: <https://nbp.pl/>; wartość oraz liczba kredytów mieszkaniowych udzielonych w ramach programów mieszkaniowych Rodzina na Swoim, Mieszkanie dla Młodych, Pierwsze Mieszkanie Bezpieczny Kredyt 2% z raportów AMRON-SARFiN Związku Banków Polskich: <https://amron.pl/>; <https://stat.gov.pl/>; roczny wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych według Głównego Urzędu Statystycznego: <https://stat.gov.pl/>.

METODYKA BADANIA

Badanie zostało przeprowadzone z wykorzystaniem modelu korekty błędem (*Error-Correction Model*). Pierwszy krok w ramach przyjętej metodyki badania stanowi weryfikacja stacjonarności poszczególnych zmiennych testem Augumen-

ted Dickey-Fueller. Model korekty błędem pozwala na zastosowanie szeregów czasowych niestacjonarnych na poziomach, lecz cechujących się stacjonarnością dla pierwszych różnic. Zmienne, które spełniają ten warunek, zostały wykorzystane do sformułowania równań odzwierciedlających odpowiednio długoterminowe (1) oraz krótkoterminowe zależności (2), w ramach modelu korekty błędem (Kośko, Osińska, Stempińska, 2007, s. 356):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_t + \delta ecm_{t-1} + v_t, \quad (2)$$

gdzie:

y_t – niestacjonarne szeregi zmiennych objaśnianych,

x_t – niestacjonarne szeregi zmiennych objaśniających,

$\Delta y_t, \Delta x_t$ – stacjonarne szeregi czasowe pierwszych różnic zmiennych objaśnianych i zmiennych objaśniających,

α_0, β_0 – stałe,

$\alpha_1, \beta_1, \delta$ – oszacowania parametrów zmiennych objaśniających,

ecm_{t-1} – opóźnione o jeden okres reszty z równania długoterminowego (1),

ε_t, v_t – reszty.

W celu wyeliminowania potencjalnej współliniowości przyjęto, iż w poszczególnych modelach zmienna wyrażająca średnie transakcyjne ceny mieszkań będzie objaśniana przez jedną zmienną ze wspomnianych wcześniej grup: programy mieszkaniowe (wartość, liczba kredytów), demografia (liczba mieszkańców miast wojewódzkich), sytuacja materialna gospodarstw domowych (przeciętne wynagrodzenie, dochód rozporządzalny), wskaźnik cen towarów i usług konsumpcyjnych (inflacja). W pierwszym kroku sformułowane zostały równania wyrażające długoterminowe zależności (1) z wykorzystaniem zmiennych reprezentujących zbiorczy wpływ programów mieszkaniowych. Z równań usunięte zostały zmienne nieistotne statystycznie. Następnie przeprowadzony został test Johansena (statystyki śladu oraz statystyki wartości własnej) w celu weryfikacji kointegracji pomiędzy zmiennymi. Potwierdzenie kointegracji pozwoliło na sformułowanie równań oddających krótkoterminowe zależności między zmiennymi (2). W kolejnym etapie równania te zostały zweryfikowane testami postestymacyjnymi na autokorelację (Breuscha-Godfrey), heteroskedastyczność (Whitea, Breuscha-Pagana) oraz rozkład normalny reszt (Shapiro-Wilka, Skośności i Kurtozy sktest). Modele, dla których zmienne z równania (1) wykazywały brak kointegracji, oraz modele z nieprawidłowymi wynikami testów postestymacyjnych zostały odrzucone. Następnie w ten sam sposób wyznaczone zostały modele, w których w miejsce zmiennych wyrażających zbiorczą wartość i liczbę kredytów zastosowano analogiczne zmienne oddające wpływ pojedynczych programów mieszkaniowych. Badanie zostało przeprowadzone w oprogramowaniu STATA.

MODELE CEN MIESZKAŃ W MIASTACH WOJEWÓDZKICH – WYNIKI

W tabeli 4 przedstawiono wyniki testu Augmented Dickey-Fueller na stacjonarność szeregów czasowych. Zmienne reprezentujące średnie transakcyjne ceny mieszkań z rynku wtórnego w dziesięciu miastach (CW10), liczba mieszkańców w dziesięciu miastach (LM10), przeciętne miesięczne nominalne wynagrodzenie (PMW) oraz dochód rozporządzalny na jedną osobę (DOR) cechują się brakiem stacjonarności pierwszych różnic. Z tego względu nie zostały one uwzględnione w dalszym toku badania.

Tabela 4. Wyniki testu Augmented Dickey-Fueller na stacjonarność szeregów czasowych

Zmienna	Forma szeregu czasowego	Statystyka testu Z(t)	Zmienna	Forma szeregu czasowego	Statystyka testu Z(t)
CP7	Poziomy	1,945	CW7	Poziomy	1,169
	Pierwsze różnice	-3,744**		Pierwsze różnice	-3,263*
CP10	Poziomy	0,480	CW10	Poziomy	0,730
	Pierwsze różnice	-4,432***		Pierwsze różnice	-2,894
WKP	Poziomy	-0,754	LKP	Poziomy	-1,136
	Pierwsze różnice	-1,899*		Pierwsze różnice	-2,761***
WKR	Poziomy	-2,239**	LKR	Poziomy	-1,967**
	Pierwsze różnice	-2,802***		Pierwsze różnice	-2,509**
WKM	Poziomy	-2,408**	LKM	Poziomy	-2,444**
	Pierwsze różnice	-2,853***		Pierwsze różnice	-2,901***
WKB	Poziomy	-1,525	LKB	Poziomy	-1,640*
	Pierwsze różnice	-5,349***		Pierwsze różnice	-5,461***
LM7	Poziomy	0,817	LM10	Poziomy	-1,352
	Pierwsze różnice	-2,449**		Pierwsze różnice	-1,473
PMW	Poziomy	0,856	DOR	Poziomy	1,542
	Pierwsze różnice	-0,020		Pierwsze różnice	0,769
INF	Poziomy	-2,776	–		
	Pierwsze różnice	-3,654**			

Źródło: opracowanie własne. *p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01. Forma testu ADF zależy od charakterystyki szeregów czasowych. Dla zmiennych CP7, CP10, CW7, CW10, INF, PMW, DOR przeprowadzono test ADF z uwzględnieniem trendu; dla zmiennych WP, WKR, WKM, WKB, LP, LKR, LKM, LKB, D7, D10 test ADF bez stałej.

Bazowa struktura czterech podstawowych modeli została przedstawiona w tabeli 5. Modele 3 i 4 zostały opuszczone z uwagi na fakt, iż wyniki testu Johansena (statystyka wartości własnej) oraz testu Breuscha-Godfrey'a wskazywały odpowiednio na brak kointegracji oraz autokorelację w równaniu krótkoterminowym.

Tabela 5. Struktura podstawowych modeli

Model	Zmienna objaśniana	Zmienna reprezentująca programy mieszkaniowe	Zmienna reprezentująca liczbę mieszkańców	Zmienna reprezentująca inflację
1	CP7	WKP	LM7	INF
2		LKP	LM7	INF
3	CW7	WKP	LM7	INF
4		LKP	LM7	INF

Źródło: opracowanie własne.

W równaniach oddających długoterminowe zależności zmienna reprezentująca inflację okazała się być nieistotna statystycznie. W związku z tym usunięto ją z równania, które zostało ponownie poddane estymacji. Ostateczne równania modeli 1 oraz 2 przedstawione zostały w tabeli 6. Wszystkie zmienne objaśniające oraz stałe są istotne statystycznie. Współczynniki determinacji w obydwu przypadkach uzyskały wysokie wartości (0,8296 i 0,7823). Modele 1 i 2 różnią się jedynie zmienną wyrażającą wpływ programów mieszkaniowych WKP (wartość kredytów) oraz LKP (liczba kredytów). Wzrost wartości kredytów mieszkaniowych udzielonych w ramach programów mieszkaniowych o 1 mld zł powoduje wzrost średniej ceny transakcyjnej mieszkań w siedmiu miastach wojewódzkich o nieco ponad 137 zł/m². Z kolei dodatkowy tysiąc kredytów udzielonych w ramach programów mieszkaniowych przekładał się na wzrost średniej ceny mieszkania o 33 zł/m². Tysiąc nowych mieszkańców powodował wzrost średniej stawki mieszkań w obu przypadkach o odpowiednio 26 zł/m² i 29 zł/m².

Tabela 6. Równania oddające długoterminowy wpływ zmiennych objaśniających na średnią cenę mieszkań z rynku pierwotnego w siedmiu miastach

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy
	Model 1		Model 2	
Stała	-124 332,5	17 168,89***	-142 132,2	19 818,58***
WKP	137,243	42,703***	—	—
LKP	—	—	0,033	0,015**
LM7	0,026	0,003***	0,0290	0,004***
R ²	0,8296		0,7823	

*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

Przedstawione w tabeli 7 wyniki testu Johansena potwierdzają występowanie konitegracji między zmiennymi zastosowanymi w modelach 1 i 2, zarówno w przypadku statystyki śladu, jak i statystyki wartości własnej. Pozwala to na sformułowanie równań wyrażających krótkoterminowe zależności w ramach obu modeli.

Tabela 7. Wyniki statystyki śladu oraz statystyki wartości własnej w ramach testu Johansena

Maksymalna ranga (liczba wektorów kointegrujących)	Model 1		Model 2	
	Statystyka śladu	Statystyka wartości własnej	Statystyka śladu	Statystyka wartości własnej
0	42,1105	23,7538	42,6215	25,2431
1	18,3566**	15,1436**	17,3784**	12,8663*,**
2	3,2131*	3,2131*	4,5121	4,5121

Wektory kointegrujące dla * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$. Test Johansena dla jednego opóźnienia.

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 8 przedstawiono równania krótkoterminowe modeli 1 i 2. Współczynniki determinacji uległy znacznej obniżce, do poziomów odpowiednio 0,4034 i 0,2512. Co więcej, istotne statystycznie są jedynie opóźnione reszty z równań długoterminowych (RM1, RM2).

Tabela 8. Równania oddające krótkoterminowy wpływ zmiennych objaśniających na średnią cenę mieszkań z rynku pierwotnego w siedmiu miastach

Zmienna objaśniająca	Model 1		Model 2	
	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy
Stała	303,047	195,968	367,689	216,608
WKPR	53,555	32,919	–	–
LKPR	–	–	0,007	0,011
LM7R	0,007	0,006	0,005	0,006
RM1	–0,782	0,254***	–	–
RM2	–	–	–0,526	0,243**
R ²	0,4034		0,2512	

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. „R” w nazwie zmiennych oznacza szereg czasowy pierwszych różnic. Zmienne RM1N i RM2N oznaczają szeregi czasowe opóźnionych o jeden okres reszt z równania długoterminowego.

Źródło: opracowanie własne.

W drugiej części badania ekonometrycznego zweryfikowano wpływ poszczególnych programów mieszkaniowych oddzielnie. W tym celu sformułowane zostały modele analogiczne do modeli 1 oraz 2, z tą różnicą, iż zmienne WKP i LKP zostały zastąpione zmiennymi reprezentującymi wartość i liczbę kredytów pojedynczo dla każdego programu. Zmienne WKR, WKM, LKR, LKM reprezentujące programy Rodzina na Swoim oraz Mieszkanie dla Młodych okazały się nieistotne statystycznie w równaniach długoterminowych. W związku z tym w dalszej części badania wykorzystane zostały modele bazujące na zmiennych WKB i LKB (program Bezpieczny Kredyt 2%). W przypadku tych ostatnich, podobnie jak dla

modeli 1 oraz 2, zmienna wyrażająca inflację okazała się nieistotna statystycznie³. W związku z tym w tabeli 9 przedstawiono długoterminowe równania modeli 1B i 2B, w których inflacja została pominięta.

Tabela 9. Równania oddające długoterminowy wpływ zmiennych objaśniających na średnią cenę mieszkań z rynku pierwotnego w siedmiu miastach

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy
	Model 1B		Model 2B	
Stała	-97 694,49	17 772,38***	-98 462,38	18 008,88***
WKB	172,059	43,576***	–	–
LKB	–	–	0,070	0,018***
LM7	0,021	0,003***	0,021	0,004***
R ²	0,8580		0,8537	

*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

Równania wyrażające długoterminowe zależności w modelach 1B oraz 2B cechują się wysokimi współczynnikami determinacji przekraczającymi 85%. Oszacowania zmiennych objaśniających są istotne statystycznie, a ich znaki są zgodne ze stylizowanymi faktami. Rezultaty przedstawione w tabeli 9 wskazują, że dodatkowy 1 mld zł kredytów mieszkaniowych udzielonych w ramach programu Bezpieczny Kredyt 2% powodował wzrost średniej ceny mieszkania o nieco ponad 172 zł/m². Z kolei tysiąc udzielonych kredytów mieszkaniowych wywoływał przyrost średniej ceny o 70 zł/m². Wpływ wzrostu liczby mieszkańców o tysiąc osób był zbliżony w obu modelach – oznaczał wzrost średniej ceny o 21 zł/m². Test Johansena potwierdził kointegrację między zmiennymi dla modeli 1B oraz 2B (tabela 10).

Tabela 10. Wyniki statystyki śladu oraz statystyki wartości własnej w ramach testu Johansena

Maksymalna ranga (liczba wektorów kointegrujących)	Model 1B		Model 2B	
	Statystyka śladu	Statystyka wartości własnej	Statystyka śladu	Statystyka wartości własnej
0	46,4532	27,0944	46,4532	27,0944
1	19,3588**	19,3588	19,3588**	19,3588
2	0,0000*	0,0000*, **	0,0000*	0,0000*, **

Wektory kointegrujące dla *p < 0,05; **p < 0,01. Test Johansena dla jednego opóźnienia.

Źródło: opracowanie własne.

³ Wyniki wspomnianych modeli nie zostały przedstawione w artykule ze względu na ograniczoną objętość tekstu, są one jednak dostępne u autora.

W tabeli 11 zaprezentowano krótkoterminowe równania modeli 1B oraz 2B. W ramach modelu 1B wzrost zmiany wartości kredytów udzielonych w ramach programu o 1 mld zł generował zmianę ceny wyższą o blisko 98 zł/m². Z kolei wzrost zmiany liczby kredytów o tysiąc w efekcie oznaczał przyrost zmiany ceny o 38 zł/m² (model 2B). Wpływ liczby mieszkańców jest zbliżony w obu równaniach – przyrost zmiany o tysiąc mieszkańców oznaczał wzrost średniej ceny o 8 zł/m². Oszacowania parametrów opóźnionych reszt z równania długoterminowego są ujemne – co sygnalizuje niewybuchowy charakter modelu – i cechują się zbliżoną magnitudą. Wzrost średniej ceny mieszkania o 1 zł/m² w poprzednim okresie przekłada się na spadek ceny w bieżącym okresie o 1,13 zł/m².

Tabela 11. Równania oddające krótkoterminowy wpływ zmiennych objaśniających na średnią cenę mieszkań z rynku pierwotnego w siedmiu miastach

Zmienna objaśniająca	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy	Oszacowanie parametru	Błąd standardowy
	Model 1B		Model 2B	
Stała	238,183	140,11	239,369	141,096
WKBR	97,686	26,680***	–	–
LKBR	–	–	0,038	0,011***
LM7R	0,008	0,004*	0,008	0,004*
RM1B	–1,13422	0,202***	–	–
RM2B	–	–	–1,127	0,203***
R ²	0,6949		0,6902	

*p < 0,1; **p < 0,05; ***p < 0,01. „R” w nazwie zmiennych oznacza szereg czasowy pierwszych różnic. Zmienne RM1B i RM2B oznaczają szeregi czasowe opóźnionych o jeden okres reszt z równania długoterminowego.

Źródło: opracowanie własne.

Uzyskane rezultaty wpisują się w wyniki odnotowane w innych krajach. Blight i in. (2012) wykazali istotny statystycznie wpływ zmiennej zero-jedynkowej reprezentującej okres funkcjonowania programu First Home Buyer Grant na medianę cen domów w Australii. Krolage (2023) wykazała, że w efekcie wprowadzenia bezpośrednich dotacji w wysokości 10 tys. euro na zakup lub budowę domu w Bawarii ceny w tym landzie wzrosły o 10 tys. euro więcej niż w sąsiednich. Ramírez Sierra i in. (2024) wykazali średni wzrost cen domów o 863 USD w wyniku wprowadzenia programu subsydiów na zakup domu dla osób o niskich dochodach w Meksyku.

W toku badania ekonometrycznego wykazany został łączny wpływ trzech programów mieszkaniowych na średnie ceny mieszkań w długim terminie (modele 1 i 2) oraz wpływ samego programu Bezpieczny Kredyt 2% zarówno w długim, jak i krótkim okresie (modele 1B i 2B). Pomimo wykazania zależności o cha-

rakterze przyczynowo-skutkowym sformułowane modele nie pozwalają na pozytywne zweryfikowanie drugiej hipotezy badawczej, bowiem niepotwierdzony został istotnie statystyczny wpływ w długim i krótkim okresie wszystkich trzech programów mieszkaniowych na ceny mieszkań.

Wyniki testów postestymacyjnych wskazują na poprawną formę modeli. Przedstawione w tabeli 12 wyniki testu Breuscha-Godfrey'a świadczą o braku autokorelacji w równaniach reprezentujących krótkoterminowe zależności w modelach 1, 2 oraz 1B i 2B. Podobnie testy White'a oraz Breuscha-Pagana, a także testy Shapiro-Wilka, Skośności i Kurtozy sktest wykazały brak heteroskedastyczności oraz rozkład normalny reszt (tabela 13).

Tabela 12. Wyniki testu Breuscha-Godfrey'a na autokorelację dla równań krótkoterminowych modeli

Liczba opóźnień	Model 1		Model 2		Model 1B		Model 2B	
	chi2	Prob > chi2	chi2	Prob > chi2	chi2	Prob > chi2	chi2	Prob > chi2
1	4,620	0,0316***	3,629	0,0568**	1,555	0,2124*	1,700	0,1923*
2	4,840	0,0889**	3,654	0,1609*	1,564	0,4574*	1,734	0,4202*
3	4,881	0,1807*	3,709	0,2946*	1,928	0,5874*	2,057	0,5606*
4	5,204	0,2670*	4,096	0,3931*	2,927	0,5701*	3,192	0,5262*

*p > 0,1; **p > 0,05; ***p > 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 13. Wyniki testów na heteroskedastyczność (White'a, Breuscha-Pagana) oraz rozkład normalny reszt (Shapiro-Wilka, Skośności i Kurtozy sktest) dla równań krótkoterminowych poszczególnych modeli

Model 1		Model 2		Model 1B		Model 2B	
Test Whitea na heteroskedastyczność							
chi2(9)	Prob > chi2	chi2(9)	Prob > chi2	chi2(7)	Prob > chi2	chi2(7)	Prob > chi2
9,92	0,3571*	9,10	0,4284*	9,16	0,2413*	9,99	0,1889*
Test Breuscha-Pagana na heteroskedastyczność							
chi2(1)	Prob > chi2	chi2(1)	Prob > chi2	chi2(1)	Prob > chi2	chi2(1)	Prob > chi2
1,18	0,2772*	0,03	0,8552*	0,55	0,4592*	0,70	0,4022*
Test Shapiro-Wilka na rozkład normalny							
z	Prob > z	z	Prob > z	z	Prob > z	z	Prob > z
0,654	0,25641*	1,419	0,07788**	0,860	0,19484*	0,737	0,23051*
Test skośności i kurtozy (sktest) na rozkład normalny							
chi2(2)	Prob > chi2	chi2(2)	Prob > chi2	chi2(2)	Prob > chi2	chi2(2)	Prob > chi2
1,31	0,5193*	3,84	0,1468*	1,67	0,4335*	1,60	0,4486*

*p > 0,1; **p > 0,05; ***p > 0,01.

Źródło: opracowanie własne.

PODSUMOWANIE

Wnioski z analizy głównych czynników kształtujących rynek mieszkaniowy w latach 2006–2024 dają podstawę do potwierdzenia pierwszej hipotezy badawczej. Rządowe subsydia dla kredytobiorców w ramach programów mieszkaniowych stanowiły jeden z czynników, ale nie główny czynnik fluktuacji cen w tym okresie. Większe znaczenie należy przypisywać poprawie sytuacji materialnej gospodarstw domowych oraz w mniejszym stopniu skumulowanej inflacji.

Wyniki uzyskane w toku badania ekonometrycznego potwierdzają zbiorczy wpływ wartości i liczby kredytów mieszkaniowych udzielonych w ramach programów Rodzina na Swoim, Mieszkanie dla Młodych oraz Bezpieczny Kredyt 2% na średnie ceny transakcyjne mieszkań w siedmiu miastach wojewódzkich w długim terminie (pierwsze równania modeli 1 i 2). Nie można jednak potwierdzić takiego wpływu w krótkim okresie. Z kolei modele 1B oraz 2B potwierdzają istotną statystycznie zależność średnich cen od programu BK2% zarówno w długim, jak i w krótkim okresie. Powyższe rezultaty, pomimo wykazanych statystycznie istotnych zależności, skutkują odrzuceniem drugiej hipotezy badawczej.

Należy zaznaczyć, że program Bezpieczny Kredyt 2% funkcjonował zaledwie 6 miesięcy, od 3 lipca 2023 roku do 2 stycznia 2024 roku. W ramach tego programu udzielonych zostało ponad 91 tys. kredytów mieszkaniowych. Dla porównania z programu Mieszkanie dla Młodych skorzystało nieco ponad 110 tys. kredytobiorców w ciągu 5 lat. Zasadne wydaje się w związku z tym stwierdzenie, że spośród trzech rozpatrywanych programów to właśnie BK2% cechował się najbardziej widoczną w krótkim terminie ingerencją w rynek mieszkaniowy. Ponadto przywołana na wstępie potoczna opinia mówiąca o znacznym wpływie programów mieszkaniowych na ceny mieszkań w dużej mierze wydaje się być efektem doświadczeń związanych właśnie z funkcjonowaniem tego programu.

Główne ograniczenie badawcze stanowiły relatywnie krótkie szeregi czasowe, które wynikają z faktu, że dla części zmiennych dane dostępne są jedynie w ujęciu rocznym. Powyższe rozważania powinny być kontynuowane, bowiem zastosowanie większej liczby obserwacji pozwoli w przyszłości wykorzystać więcej zmiennych oraz bardziej zaawansowane modele ekonometryczne. Te ostatnie z kolei mogą umożliwić wyciągnięcie dokładniejszych wniosków odnośnie do wpływu subsydiów kredytowych na rynek mieszkaniowy.

BIBLIOGRAFIA

- Adamiczka, H., Pluta, A. (2025). Dynamics of the residential real estate market during the implementation of the Safe Credit 2% programme – a case study of selected cities in Poland. *Biblioteka Regionalisty*, 25, 16–23. DOI: 10.15611/br.2025.1.02.

- Adams, Z., Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, 19(1), 38–50. DOI: 10.1016/j.jhe.2009.10.00.
- Blight, D., Field, M., Henriquez, E. (2012). The First Home Buyer Grant and house prices in Australia. *Deakin Papers on International Business Economics*, 5, 1–11. DOI: 10.21153/dpibe2012vol5no0art52.
- Bochenek, M., Szczepańska-Przekota, A., Przekota, G., Hadław, M. (2023). Podażowe i cenowe konsekwencje zmian w rządowych programach mieszkaniowych w Polsce w latach 1998–2021. *Horyzonty Polityki*, 14(47), 229–250. DOI: 10.35765/HP.2321.
- CBSO (2022). *Polacy o polityce mieszkaniowej*. Komunikat z badań, nr 93. Pobrano z: [https://www.cbos.pl/SPISKOM.POL/2022/K_093_22.PDF#:~:text=KIERUNKI%20ROZWOJU%20POLITYKI%20MIESZKANIOWEJ%20Polacy%20w%20wi%C4%99k-szo%C5%9Bci,budownictwo%20komunalne%20dla%20os%C3%B3b%20mniej%20zamo%C5%BCnych%20\(22%25\)\(2025.09.29\)](https://www.cbos.pl/SPISKOM.POL/2022/K_093_22.PDF#:~:text=KIERUNKI%20ROZWOJU%20POLITYKI%20MIESZKANIOWEJ%20Polacy%20w%20wi%C4%99k-szo%C5%9Bci,budownictwo%20komunalne%20dla%20os%C3%B3b%20mniej%20zamo%C5%BCnych%20(22%25)(2025.09.29)).
- Cellmer, R., Cichulska, A.B., Belej, M. (2021). The regional spatial diversity of housing prices and market activity – evidence from Poland. *Acta Scientiarum Polonorum Administratio Locorum*, 20(1), 5–18. DOI: 10.31648/aspal.6111.
- Cellmer, R., Belej, M., Trojanek, R. (2024). Housing prices and points of interest in three Polish cities. *Journal of Housing and the Built Environment*, 39, 1509–1540. DOI: 10.1007/s10901-024-10124-7.
- Coskun, Y., Seven, U., Ertugrul, H.M., Alp, A. (2020). Housing price dynamics and bubble risk: the case of Turkey. *Housing Studies*, 35(1), 50–86. DOI: 10.1080/02673037.2017.1363378.
- Diewert, E., Shimizu, C. (2015). Residential property price indices for Tokyo. *Macroeconomic Dynamics*, 19(8), 1659–1714. DOI: 10.1017/S1365100514000042.
- Drachal, K. (2013). Kształtowanie się cen nieruchomości w Polsce. *Gospodarka w Praktyce i Teorii*, 33(2), 25–35. DOI: 10.18778/1429-3730.33.02.
- Duan, J., Tian, G., Yang, L., Zhou, T. (2021). Addressing the macroeconomic and hedonic determinants of housing prices in Beijing Metropolitan Area, China. *Habitat International*, 113, 102374. DOI: 10.1016/j.habitatint.2021.102374.
- Głuszak, M., Trojanek, R. (2024). Supply, Demand and Asymmetric Adjustment of House Prices in Poland. *Real Estate Management and Valuation*, 32(2), 31–45. DOI: 10.2478/remav-2024-0013.
- Główka, G. (2016). Finansowe determinanty bańki cenowej na rynku mieszkaniowym w Polsce. *Studia i Prace WNEiZ*, 45(1), 91–116. DOI: 10.18276/sip.2016.45/1-07.
- Groeger, L. (2016). Programy wspierania budownictwa mieszkaniowego w Polsce i ich wpływ na rynek nieruchomości mieszkaniowych. *Space – Society – Economy*, 18, 131–146. DOI: 10.18778/1733-3180.18.09.
- Ingles-Lotz, R., Gupta, R. (2013). The long-run relationship between house prices and inflation in South Africa: an ARDL approach. *International Journal of Strategic Property Management*, 17(2), 188–198. DOI: 10.3846/1648715X.2013.807400.
- Jarecki, P., Kucharska-Stasiak, E., Miklaszewska, A., Oblińska, K., Wieteska-Rosiak, B., Załączna, M. (2020). *Optymalne programy wsparcia budownictwa mieszkaniowego – analiza efektywności*. Raport opracowany na zlecenie Programu Analityczno-Badawczego. Łódź: Fundacja Warszawski Instytut Bankowości.

- Kałkowski, L. (red.) (2001). *Rynek nieruchomości w Polsce*. Warszawa: Twigger.
- Kokot, S. (2022). Realne ceny mieszkań na rynku wtórnym w wybranych miastach w Polsce. *Wiadomości Statystyczne*, 67(3), 46–65. DOI: 10.5604/01.3001.0015.8066.
- Koszel, M. (2025). Zmiany cenowej dostępności mieszkań w miastach wojewódzkich w Polsce. *Space – Society – Economy*, 36, 7–25. DOI: 10.18778/1733-3180.36.01.
- Koško, M., Osińska, M., Stempińska, J. (2007). *Ekonometria współczesna*. Toruń: Towarzystwo Naukowe Organizacji i Kierownictwa. Dom Organizatora.
- Krolage, C. (2023). The effect of real estate purchase subsidies on property prices. *International Tax and Public Finance*, 30, 215–246. DOI: 10.1007/s10797-022-09726-0.
- Laurinavičius, A., Laurinavičius, A., Laurinavičius, A. (2022). Macroeconomic variables influencing housing prices in Vilnius. *International Journal of Strategic Property Management*, 26(1), 24–34. DOI: 10.3846/ijspm.2021.15961.
- Lis, P. (2017). Zrównoważony rozwój rynków mieszkaniowych jako współczesne wyzwanie dla polityki mieszkaniowej państwa. *Problemy Polityki Społecznej*, 37(2), 53–71.
- Lis, P. (2019). *Polityka mieszkaniowa dla Polski. Dlaczego potrzeba więcej mieszkań na wynajem i czy powinno je budować państwo?* Warszawa: Fundacja im. Stefana Batorego.
- Liu, M., Ma, Q.P. (2021). Determinants of house prices in China: a panel-corrected regression approach. *The Annals of Regional Science*, 67, 47–72. DOI: 10.1007/s00168-020-01040-z.
- Mach, Ł. (2012). Determinanty ekonomiczno-gospodarcze oraz ich wpływ na rozwój rynku nieruchomości mieszkaniowych. *Ekonometria (Econometrics)*, 4(38), 106–116.
- Mora-Garcia, R.-T., Cespedes-Lopez, M.-F., Perez-Sanchez, V.R., Marti, P., Perez-Sanchez, J.-C. (2019). Determinants of the Price of Housing in the Province of Alicante (Spain): Analysis Using Quantile Regression. *Sustainability*, 11(2), 437, 1–33. DOI: 10.3390/su11020437.
- Marinković, S., Džunić, M., Marjanović, I. (2024). Determinants of housing prices: Serbian Cities' perspective. *Journal of Housing and the Built Environment*, 39, 1601–1626. DOI: 10.1007/s10901-024-10134-5.
- Nowak, K. (2014). Ceny mieszkań a wynagrodzenie i bezrobocie – analiza z wykorzystaniem modeli wektorowo-autoregresyjnych na przykładzie Krakowa. *Problemy Rozwoju Miast*, 4, 20–33.
- Nowak, K. (2015). Hedoniczny indeks cen mieszkań dla rynków średniej wielkości, na przykładzie Rzeszowa. *The World of Real Estate Journal (Świat Nieruchomości)*, 1(91), 5–12. DOI: 10.14659/worej.2015.91.01.
- Nowak, K. (2021). Bidirectional Dependencies between the Residential Market in Voivodeship Cities and the Mortgage Loans Market in Poland. *The World of Real Estate Journal (Świat Nieruchomości)*, 115(1), 4–19. DOI: 10.14659/WOREJ.2021.115.01.
- Podlińska, O., Bogusz, M. (2025). The effectiveness of the housing policy in Poland: the impact of public interventions in a macroeconomic context. *Acta Scientiarum Polonorum Oeconomia*, 24(3), 31–45. DOI: 10.22630/ASPE.2025.24.3.11.
- Pomysł na dopłaty do mieszkań krytykowany w rządzie. „Negatywne skutki na małych mieszkaniach”* (2025). Pobrano z: <https://businessinsider.com.pl/nieruchomosci/minister-krytykuje-doplaty-do-mieszkan-negatywne-skutki-na-malych-mieszkaniach/ct4sqp9> (2025.09.30).

- Ramírez Sierra, G.D., González Martínez, A.A., Monroy Cruz, M.A., Zapata Barrientos, L.G. (2024). The impact of subsidies on house prices in Mexico's mortgage market for low-income households 2008–2019. *Journal of Housing Economics*, 63, 101970. DOI: 10.1016/j.jhe.2023.101970.
- Tomczyk, E., Widłak, M. (2010). Konstrukcja i własności hedonicznego indeksu cen mieszkań dla Warszawy. *Bank i Kredyt*, 41(1), 99–128.
- Żelazowski, K. (2011a). Determinanty cen nieruchomości mieszkaniowych na przykładzie rynku łódzkiego. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu*, 192, 179–189.
- Żelazowski, K. (2011b) Regionalne zróżnicowanie cen i ich determinant na rynku mieszkaniowym w Polsce. *Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości*, 19(3), 98–106.