

PRZYCZYNOWOŚĆ CEN NA RYNKU NIERUCHOMOŚCI W POLSCE

Rafał Zbyrowski  <https://orcid.org/0000-0001-8499-8899>

Katedra Metod Ilościowych
Wydział Zarządzania
Uniwersytet Warszawski
e-mail: rzbyrowski@wz.uw.edu.pl

Streszczenie: W artykule poddano analizie ekonometrycznej zmienne ilościowe związane z rynkiem nieruchomości w Polsce. Autor rozpatruje zależności występujące na rynku mieszkaniowym wykorzystując test przyczynowości w sensie Grangera. Rezultatem przeprowadzonej analizy jest określenie zależności pomiędzy cenami na rynku nieruchomości i stanem koniunktury gospodarczej oraz zdolnością kredytową nabywców. Wyniki badań wzbogacono wnioskami wynikającymi z obserwacji zmian zachodzących na polskim rynku obrotu nieruchomościami oraz w zakresie zmieniających się średnich wynagrodzeń brutto na przestrzeni dekady.

Słowa kluczowe: przyczynowość, rynek nieruchomości, test Granger'a, analiza ekonometryczna, ekonometria, modelowanie, zdolność kredytowa, wynagrodzenie brutto, wskaźnik koniunktury, kointegracja

JEL classification: C01, C5, R31, E3

WSTĘP

Celem głównym artykułu jest weryfikacja zmiennych oddziałujących na ceny nieruchomości mieszkaniowych w długim okresie w Polsce. Rynek nieruchomości jest podatny na wpływ spekulacji i wielu czynników przypadkowych, które zakłócają występowanie prawidłowości ekonomicznych. Sprzedawcy mieszkań w Polsce, ale również poza granicami naszego kraju stosują przemyślane strategie sprzedażowe, którym towarzyszy często tendencja do zawyżania cen. Stało się to przedmiotem badań prowadzonych przez Lukas'a, Mollica, Nagi'go, Trück'a [Lukas i in. 2018], które ponadto wykazały spadek skuteczności reklamy wraz ze wzrostem cen nieruchomości. Sugeruje to, że

<https://doi.org/10.22630/MIBE.2022.23.3.7>

potencjalni nabywcy są w stanie zidentyfikować istotnie zawyżone ceny. Jednak w przypadku nieruchomości nietypowych oraz w obszarach o silnym wzroście cen, nabywcy nieruchomości stawali się bardziej podatni na reklamę i inne działania wdrażane przez sprzedawców. W literaturze dotyczącej rynku nieruchomości dostrzega się również niesłuchanie istotne znaczenie wpływu lokalizacji na poziom cen. Stąd prowadzone są liczne analizy przestrzenne wspomagające modelowanie cen nieruchomości [Curto i in. 2017]. Złożony charakter rynku nieruchomości wraz z presją na jego rozwój prowadzą do powstawania tzw. baniek spekulacyjnych, które charakteryzują się znaczą heterogenicznością nawet w obrębie tego samego miasta, co jest szczególnie widoczne w okresie kryzysów [Liu i in. 2016]. Istotnym problemem w zakresie monitorowania rynku nieruchomości i prowadzenia badań jest również niewystarczająca dostępność danych o wysokiej jakości informacyjnej [Curto, Fregonara 2019]. Biorąc pod uwagę zasygnalizowaną tylko fragmentarycznie głębię procesów zachodzących na rynku nieruchomości należy przyjąć w tym kontekście, że empiryczne potwierdzenie tez niekontrowersyjnych ekonomicznie może stanowić wyzwanie z powodu występowania mechanizmów spekulacyjnych, marketingowych oraz znacznego zróżnicowania przestrzennego cen nieruchomości. W ujęciu teoretycznym ceny na rynku nieruchomości rosną wraz ze wzrostem zdolności kredytowej nabywców. Mieszkania są kapitałochłonne, więc znaczna ich liczba jest nabywana na kredyt. Zatem wzrost zdolności kredytowej powoduje zwykle wzrost popytu, co przy danym zasobie mieszkaniowym kraju jest stabilizowane przez wzrost cen. Taki mechanizm widoczny był już w innych badaniach [Zbyrowski 2017], które jednak odnosiły się do krótszego horyzontu czasowego oraz zawierały mniejszy zbiór zmiennych egzogenicznych.

Koniunktura gospodarcza wywiera wpływ na ceny mieszkań. Z tego względu należy oczekiwać, że wraz z lepszą oceną ogólnej koniunktury zarówno inwestorzy jak i nabywcy indywidualni skłonni są zaakceptować wyższe ceny. Zmiany średnich wynagrodzeń brutto w gospodarce determinują siłę nabywczą Polaków na rynku mieszkaniowym. Warto zaznaczyć, że w pierwszej kolejności wzrost wynagrodzeń powoduje wzrost zdolności kredytowej gospodarstw domowych. Ostatecznie jednak wzrost wynagrodzeń może pośrednio generować wzrost cen na rynku nieruchomości. Z tego względu poddano osobnemu testowaniu zmiany średnich zarobków brutto w relacji do zmian indeksu cen nieruchomości mieszkaniowych. Badanie wydaje się interesujące z racji pojawiających się tez [Sadowski 2018], że wzrosty cen mieszkań na przestrzeni dekady poddanej badaniu były dość umiarkowane. Jednocześnie średnie wynagrodzenia brutto rosły dość znacząco w ujęciu nominalnym.

SZEREGI CZASOWE WYKORZYSTANE W BADANIU

Badanie zostało zaprojektowane w taki sposób, aby umożliwić empiryczną weryfikację zależności cen mieszkań w Polsce od fundamentalnych czynników

ekonomicznych (tj. zdolność kredytowa, średnie wynagrodzenia brutto) oraz syntetycznego wskaźnika koniunktury gospodarczej GUS. Ogólny wskaźnik koniunktury (OWKt) stanowi wypadkową wskaźników koniunktury z różnych dziedzin gospodarki i można go utożsamiać z oceną stanu koniunktury kraju. Stąd w artykule sformułowano następującą hipotezę badawczą: Ceny nieruchomości mieszkaniowych w Polsce zależą od czynników fundamentalnych bezpośrednio związanych z rynkiem obrotu nieruchomościami oraz od stanu oceny koniunktury gospodarczej w Polsce.

Oznaczenia zmiennych wykorzystanych w badaniu:

ICNt – indeks cen nieruchomości w okresie t

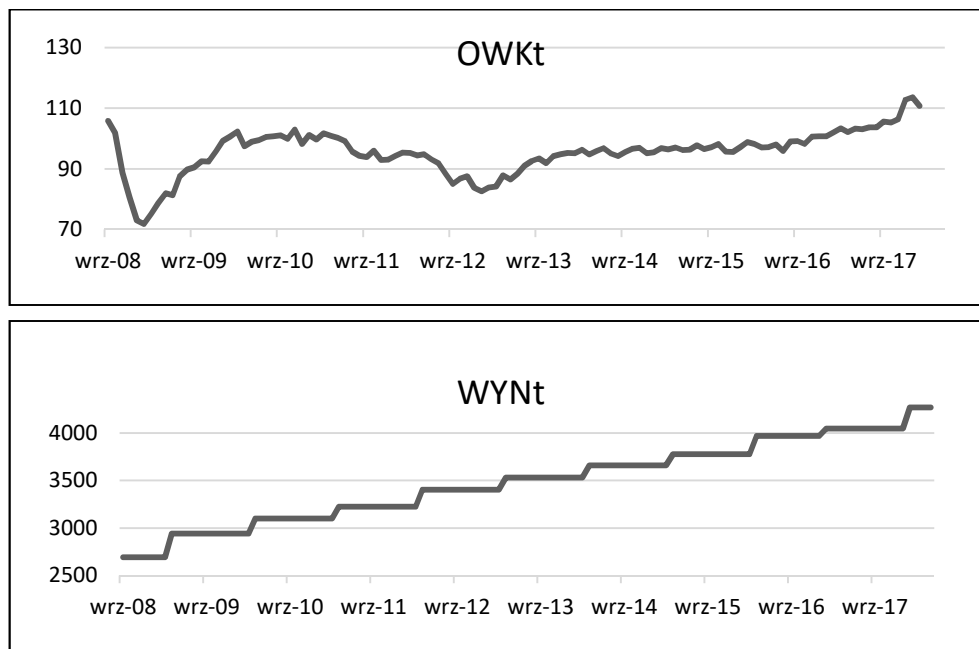
ZDKt – zdolność kredytowa w okresie t

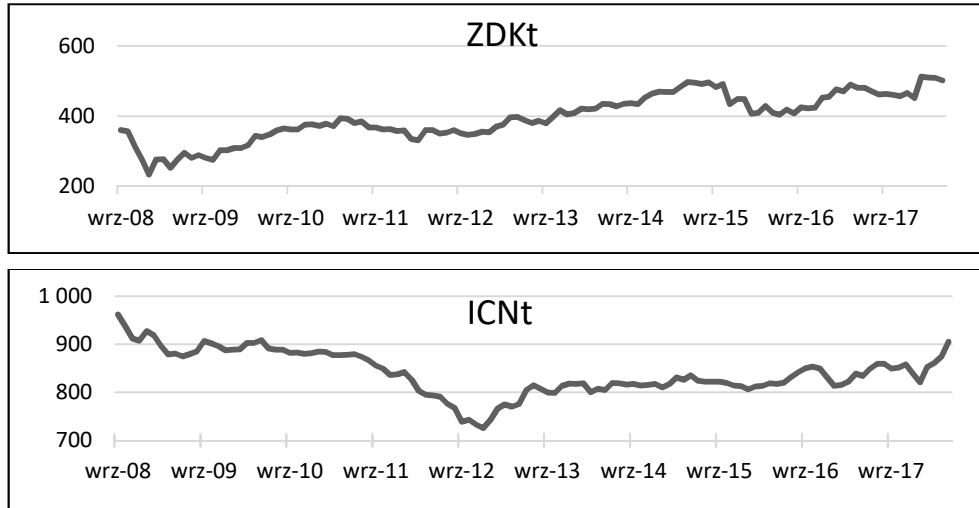
OWKt – ogólny (tj. syntetyczny) wskaźnik koniunktury w okresie t

WYNt – średnie wynagrodzenie brutto w okresie t

Dane użyte do budowy modelu zostały zaczerpnięte ze strony internetowej Głównego Urzędu Statystycznego oraz firm Home Broker i Open Finance. Obejmują one okres od września roku 2008 do maja roku 2018, czyli prawie dekadę (z miesięczną częstotliwością pomiarów). Dodatkowo przetestowano również wpływ konsekwentnie rosnących średnich miesięcznych wynagrodzeń (WYNt) na ceny nieruchomości mieszkaniowych w Polsce.

Rysunek 1. Szeregi czasowe wykorzystanych w badaniu zmiennych OWKt, WYNt, ZDKt oraz ICNt





Źródło: opracowanie własne

Tabela 1. Test stacjonarności ADF badanych szeregów czasowych na poziomach i pierwszych różnicach

	ICN		OWK		WYN		ZDK	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
ADF level	-1,9504	0,3084	-1,5688	0,4952	-0,0918	0,9468	-0,9052	0,7837
Test (ADF level) critical values 5% level	-2,8867		-2,8872		-2,8882		-2,8855	
ADF 1st difference	-7,8660	0,0000	-7,6228	0,0000	-4,2262	0,0009	-12,1489	0,0000
Test (ADF 1st difference) critical values 5% level	-2,8867		-2,8874		-2,8882		-2,8857	

Źródło: opracowanie własne na podstawie obliczeń w programie Eviews

Badanie stacjonarności szeregów czasowych wykazało, że wszystkie zmienne są zintegrowane w stopniu pierwszym i w takiej postaci zostaną uwzględnione w dalszej części analizy (tabela 1). Testy stacjonarności szeregów czasowych przeprowadzono z wykorzystaniem rozszerzonego testu Dickey-Fuller'a (ADF, Augmented Dickey-Fuller test). Test ten wykorzystuje model regresji pomocniczej o postaci:

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie: δ i γ – parametry szacowane metodą najmniejszych kwadratów, k – liczba opóźnień, Δy_{t-1} – wartość szeregu pierwszych różnic badanego zjawiska w okresie $t-1$, ε_t – składnik losowy [Maddala 2006]. Hipoteza zerowa testu stanowi, że szereg y_t jest niestacjonarny z powodu występowania pierwiastka jednostkowego, natomiast hipoteza alternatywna mówi, że badany szereg czasowy jest stacjonarny.

ANALIZA PRZYCZYNOWOŚCI PRZYROSTÓW BADANYCH ZMIENNYCH

Prowadzenie badań empirycznych jest związane z pojęciem przyczynowości, które jest w istocie pojęciem filozoficznym (Demokryt, Hume, Berkeley). Najczęściej spotykaną operacyjną definicją przyczynowości [Jacobs i in. 1979; Spohn 1984] w ekonometrii jest definicja Wienera-Grangera lub definicja przyczynowości Grangera [Charemza, Deadman 1992]: „ x jest przyczyną (w sensie Grangera) y , co zapisujemy jako $x \rightarrow y$, jeśli bieżące wartości y można wyprognozować z większą dokładnością przez przeszłe wartości x , niż w inny sposób, przy zasadzie *ceteris paribus*”. Zgodnie z podejściem zaproponowanym przez Grangera, weryfikacja przyczynowości typu $x \rightarrow y$ polega na sprawdzeniu, czy zmienna x może być usunięta z tej części modelu VAR [Sims 1980], która opisuje y [Granger 1969]. Pomimo, że w literaturze zaproponowano wiele testów przyczynowości [Geweke i in. 1983; Guilkey, Salemi 1982] to jednym z częściej spotykanych jest tzw. test blokowej nie – przyczynowości Grangera [Pesaran 1997]. Test ten przeprowadzono w dalszej części opracowania. W testach uwzględniono pierwsze przyrosty zmiennych. Badanie zależności przyczynowo-skutkowych w sensie Grangera, pozwala stwierdzić czy wybrana zmienna jest przyczyną zmian wartości drugiej zmiennej. Zgodnie z powyższym zmienna x jest przyczyną w sensie Grangera zmian zmiennej y wtedy, gdy wartości zmiennej y mogą być precyzyjniej poddane prognozowaniu poprzez uwzględnienie przeszłych wartości zmiennej x niż bez uwzględniania tych wartości. Testowanie przyczynowości w sensie Grangera sprowadza się do wykorzystania następującego układu równań:

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j Y_{t-j} + \sum_{k=1}^n \beta_k X_{t-k} + u_t \\ X_t &= \beta_0 + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} + \sum_{k=1}^n \beta_k Y_{t-k} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

gdzie: Y_t – wartości zmiennej w okresie bieżącym, X_t – wartości zmiennej X w okresie bieżącym, β – parametry strukturalne modelu, u_t – składnik losowy modelu [Granger 1969].

Hipoteza zerowa w teście przyczynowości w sensie Grangera mówi, że wszystkie parametry β_k są równe zero, co oznacza brak przyczynowości. Hipoteza

alternatywna natomiast zakłada występowanie przyczynowości w sytuacji gdy występują parametry β_k różne od zera.

Tabela 2. Test nie – przyczynowości Grangera dla zmiennych $D(ICN_t)$ i $D(OWK_t)$

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DOWK does not Granger Cause DICN	109	2,98904	0,0224
DICN does not Granger Cause DOWK		0,70803	0,5883

Źródło: opracowanie własne w programie Eviews

Na podstawie przeprowadzonego testu (tabela 2) można stwierdzić, że przyrosty ogólnego wskaźnika koniunktury ($DOWK_t$) są przyczyną w sensie Grangera przyrostów indeksu cen nieruchomości ($DICN_t$).

Tabela 3. Test nie – przyczynowości Grangera dla zmiennych $D(ICN_t)$ i $D(ZDK_{t-4})$

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DZDK_4 does not Granger Cause DICN	114	0,47953	0,0000
DICN does not Granger Cause DZDK_4		1,21923	0,0000

Źródło: opracowanie własne w programie Eviews

W tabeli 3 wykorzystano przyrost zdolności kredytowej z czteromiesięcznym opóźnieniem $D(ZDK_{t-4})$ ponieważ z wcześniejszych badań autora wynika że zmiany zdolności kredytowej oddziałują na ceny nieruchomości z takim właśnie opóźnieniem [Zbyrowski 2017]. Zatem opóźnione przyrosty zdolności kredytowej $D(ZDK_{t-4})$ są przyczyną w sensie Grangera przyrostów indeksu cen nieruchomości ($DICN_t$). Wnioski z tabeli 3 sugerują również, że przyrosty indeksu cen nieruchomości ($DICN_t$) mogą być przyczyną w sensie Grangera przyrostów zdolności kredytowej $D(ZDK_{t-4})$. Jest to jednak wniosek wątpliwy z merytorycznego punktu widzenia. Warto podkreślić że przeprowadzony test jest jedynie testem nie – przyczynowości w sensie jego autora (tj. Grangera). Natomiast decyzja ostateczna o występowaniu związku przyczynowo-skutkowego powinna uwzględniać szerszy kontekst ekonomiczny.

Tabela 4. Test nie – przyczynowości Grangera dla zmiennych $D(WYN_t)$ i $D(ICN_t)$

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DWYN does not Granger Cause DICN	110	0,58960	0,7379
DICN does not Granger Cause DWYN		0,66104	0,6812

Źródło: opracowanie własne w programie Eviews

Kolejny przeprowadzony test (tabela 4) wykazał brak przyczynowości w sensie Grangera pomiędzy przyrostami średnich wynagrodzeń brutto $D(WYN_t)$ i przyrostami indeksu cen nieruchomości $D(ICN_t)$.

Tabela 5. Test nie – przyczynowości Grangera dla zmiennych $D(WYN_t)$ i $D(ZDK_t)$

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DZDK does not Granger Cause DWYN	117	0,98463	0,4192
DWYN does not Granger Cause DZDK		2,47485	0,0486

Źródło: opracowanie własne w programie Eviews

Wykazano także możliwość występowania zależności w sensie Grangera (tabela 5) pomiędzy przyrostami średnich wynagrodzeń brutto $D(WYN_t)$, a przyrostami zdolności kredytowej $D(ZDK_t)$. Taki związek może posiadać uzasadnienie ekonomiczne, ponieważ systematyczny wzrost wynagrodzeń brutto może dodatkowo wpływać na zdolność kredytową Polaków. Następnie na podstawie testów nie – przyczynowości w sensie Grangera wyszczególniono zmienne do modelu autoregresyjnego VECM. Model VECM oszacowano dla opóźnień od 6 do 6, które ustalono w oparciu o testy długości opóźnień [Kusideł 2000]. Zredukowanie wymiaru szacowanego modelu wpłynęło na ograniczenie liczby parametrów wymagających oszacowania. Na podstawie przyjętej specyfikacji modelu VECM przeprowadzono w dalszej kolejności test kointegracji Johansena [Enders 2003] koncentrując się na wnioskach płynących z zależności długookresowej. Analiza elastyczności krótkookresowych została pominięta z uwagi na przyjęty cel niniejszego opracowania. Tabela 6 potwierdza występowanie dokładnie jednego wektora kointegracji pomiędzy badanymi zmiennymi. W pierwszym etapie procedury wartość testu śladu (50,822) jest znacząco większa od wartości krytycznej 35,193. Stąd liczba wektorów kointegracji jest większa od 0. Jednocześnie w drugim etapie procedury Johansena test śladu 8,589 jest mniejszy od wartości krytycznej 20,262. Zatem liczba wektorów kointegracji wynosi dokładnie jeden.

Tabela 6. Test liczby wektorów kointegracji Johansena dla zmiennych ICN_t , OWK_t i ZDK_t

Series: LOG(ICN) LOG(OWK) LOG(ZDK)				
Lags interval (in first differences): 6 to 6				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized		Trace	0,05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0,326114	50,82157	35,19275	0,0005
At most 1	0,069311	8,589348	20,26184	0,7739
At most 2	0,008409	0,903577	9,164546	0,9632

Źródło: opracowanie własne w programie Eviews

Oszacowany wstępnie wektor kointegracji wyraża długookresową zależność pomiędzy badanymi zmiennymi [Brooks 2012]. Jego elementy po znormalizowaniu zawiera tabela 7.

Tabela 7. Znormalizowany wektor kointegracji dla zmiennych ICN_t , WYN_t i ZDK_t

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
LOG(ICN)	LOG(OWK)	LOG(ZDK)	C
1,000000	-0,950041	0,214785	-3,658240
	(0,12337)	(0,04370)	(0,50796)

Źródło: opracowanie własne w programie Eviews

Wstępną postać relacji kointegrującej można zapisać jako [Syczewska 1999, Majsterek 2014]:

$$\log(ICN_t) = 0,950041 * \log(OWK_t) - 0,214785 * \log(ZDK_t) + 3,65824$$

Z oszacowanego równania wynika, że wzrost wartości ogólnego wskaźnika koniunktury w gospodarce o 1% powoduje średnio wzrost indeksu cen nieruchomości o 0,95 % w długim okresie przy założeniu ceteris paribus [Gajda 2004; Borkowski i in. 2007]. Wpływ koniunktury gospodarczej na ceny nieruchomości jest zatem znaczący.

Ponadto model wskazuje na dość kontrowersyjny ekonomicznie wniosek dotyczący ujemnej zależności zdolności kredytowej ZDK_t oraz indeksu cen nieruchomości ICN_t . W rzeczywistości trudno jest zgodzić się ze stwierdzeniem, że zwiększenie zdolności kredytowej zbiega się ze spadkiem cen nieruchomości w długim okresie. Należy zwrócić uwagę na szczególny charakter danych empirycznych, gdzie wykazano związek w sensie Grangera pomiędzy rosnącym średnim wynagrodzeniem brutto WYN_t i zdolnością kredytową ZDK_t (tabela 5). Tymczasem indeks cen nieruchomości ICN_t charakteryzował się niemalże w całym badanym okresie trendem malejącym i dopiero od 2018 roku gwałtownie zaczął wzrastać. Zatem uprawnione jest stwierdzenie, że wzrost zdolności kredytowej napędzany był wzrostem średnich płac. Natomiast ceny nieruchomości (mierzone indeksem ICN_t) przez wiele lat średnio zmniejszały się na skutek korekty po globalnym kryzysie (2008 roku) i związanej z nim stagnacji na rynku. Było to możliwe z powodu silnych wzrostów cen nieruchomości przed rokiem 2008. Wzrosty te wynikały z boomu na rynku mieszkaniowym oraz tak zwanej bańki spekulacyjno-kredytowej przed 2008 rokiem. W konsekwencji kryzysu ceny nieruchomości spadły i zmieniły swój trend na wiele kolejnych lat, aby dopiero w roku 2018 przejść do dynamicznych wzrostów. Podsumowując nie należy się zgodzić z ujemną zależnością pomiędzy zmiennymi ZDK_t oraz ICN_t lecz przyjąć, że wynika ona z niedoskonałości modelu, który odzwierciedla zmienność badanych kategorii w dość długim i jednocześnie specyficznym okresie dostosowań cen na rynku nieruchomości. Ostatecznie usunięto zmienną ZDK_t z relacji kointegrującej otrzymując jeden wektor kointegrujący (tabela 8) dla dwóch zmiennych ICN_t , oraz WYN_t . Występowanie wektora kointegrującego w ramach zmodyfikowanej zależności zostało potwierdzone testem kointegracji Johansena według analogicznej procedury jak omówiono wcześniej.

Tabela 8. Znormalizowany wektor kointegracji dla zmiennych ICN_t , WYN_t

LOG(ICN)	LOG(OWK)	C
1,000000	- 0,940340	- 2,410158
	(0,19602)	(0,89426)

Źródło: opracowanie własne w programie Eviews

Ostateczną postać relacji kointegrującej należy zapisać zatem następująco [Syczewska 1999, Majsterek 2014]:

$$\log(ICN_t) = 0,94034 * \log(OWK_t) + 2,410158$$

UWAGI KOŃCOWE

Na przestrzeni badanej dekady (2008-2018) indeks cen nieruchomości wielokrotnie zmieniał swoją wartość. Najnowsze dane publikowane na temat cen transakcyjnych przez NBP ukazują podwyżki cen mieszkań w okresie pandemii COVID-19. Jednocześnie choć ceny materiałów budowlanych rosną to z danych publikowanych przez NBP na podstawie Secocenbud [Narodowy Bank Polski 2018] wynika, że różnica pomiędzy kosztami budowy 1m² powierzchni użytkowej mieszkania PUM i ceną transakcyjną 1m² może być liczona nawet w tysiącach złotych [Gajda, Zbyrowski 2017]. Po roku 2008 deweloperzy zintensyfikowali wysiłki na rzecz stosowania wyszukanych strategii sprzedaży, których istotnym elementem stała się polityka cenowa [Yang, Yavas 1995]. Jak wynika z przeprowadzonego badania na wzrost cen nieruchomości w Polsce oddziałują w sensie Grangera także czynniki fundamentalne związane ze stanem koniunktury gospodarczej oraz dostępnością środków pieniężnych. Ponadto indeks zdolności kredytowej zwiększał swoją wartość na skutek wzrostu średnich wynagrodzeń brutto w okresie od 2008 do roku 2018. Okres ostatnich lat charakteryzował się silnymi wzrostami cen na rynku nieruchomości, czas pokaże czy trend ten zostanie utrzymany w obliczu pojawiających się kryzysów. Nieruchomości są postrzegane jako bezpieczna przystań dla kapitału, a szczególnie dzieje się tak w okresach zawirowań gospodarczych. Jednocześnie należy dodać, że rynek nieruchomości i związany z nim poziom cen niełatwo poddaje się modelowaniu i prognozowaniu. Z tego punktu widzenia nawet potwierdzenie występowania dość fundamentalnych zależności w ramach badanego rynku może wydawać się istotne z ekonomicznego punktu widzenia.

BIBLIOGRAFIA

- Borkowski B., Dudek H., Szczesny W. (2007) *Ekonometria. Wybrane zagadnienia*. PWN, Warszawa.
- Brooks Ch. (2012) *Introductory Econometrics for Finance. Second Edition*. Cambridge University Press, Cambridge.

- Charemza W. W., Deadman D. A. (1992) *New Directions in Econometric Practice*. Edward Elgar, Lyme.
- Dickey D. A., Fuller W. A. (1979) Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Curto R., Fregonara E., Semeraro P. (2017) A Spatial Analysis for the Real Estate Market Applications. [in:] M. d'Amato, T. Kauko (ed.) *Advances in Automated Valuation Modeling*. *Studies in Systems, Decision and Control*, 86, 163-179.
- Curto R., Fregonara E. (2019) Monitoring and Analysis of the Real Estate Market in a Social Perspective. Results from the Turin's (Italy) Experience. *Sustainability*, 11(11), 3150-3172.
- Enders W. (2003) *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, New York.
- Gajda J. (2004) *Ekonometria*. C.H. BECK, Warszawa.
- Gajda J., Zbyrowski R. (2017) Rola kosztów budowy w kształtowaniu cen mieszkań w Polsce. *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, 47, 83-100.
- Geweke J., Meese R., Dent W. (1983) Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems. *Journal of Econometrics*, 21(2), 161-194.
- Granger, C. W. J. (1969) Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Guilkey D. K., Salemi M. K. (1982) Small Sample Properties of Tree Tests for Granger-Causal Ordering in a Bivariate Stochastic System. *Review of Economics and Statistics*, 64, 668-680.
- Jacobs R. L., Leamer E. E., Ward M. P. (1979) Difficulties with Testing for Causation. *Economic Inquiry*, 17(3), 401-413.
- Kusideł E. (2000) Modele wektorowo – aut regresyjne VAR: metodologia i zastosowania. [w:] B. Suhecki (red.) *Dane panelowe i modelowanie wielowymiarowe w badaniach ekonomicznych*. Tom 3. Absolwent, 1-179.
- Liu C., Nowak A., Rosenthal S. (2016) Housing Price Bubbles, New Supply and Within-City Dynamics. *Journal of Urban Economics*, 96, 55-72.
- Lukas M., Mollica V., Nagi M., Trück S. (2018) Over the Top? Overpricing and Advertising Effectiveness. *Macquarie University Faculty of Business & Economics Research Paper, SSRN Paper Series*, 1-38.
- Maddala G. S. (2006) *Ekonometria*. PWN, Warszawa.
- Majsterek M. (2014) Modelowanie systemów skointegrowanych. *Aspekty teoretyczne*. *Bank i Kredyt*, 45(5), 433-466.
- Narodowy Bank Polski (2018) Informacja o cenach mieszkań i sytuacji na rynku nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce w I kwartale 2018 roku, Departament Stabilności Finansowej Narodowego Banku Polskiego, Warszawa.
- Pesaran M. H, Pesaran B. (1997) *Working with Microfit 4.0*. Oxford University Press, New York.
- Sadowski J. (2018) Ceny mieszkań w Polsce rosną, ale wciąż są niższe niż w 2008 roku. <http://forsal.pl/artykuly/1105030,ceny-mieszkan-w-polsce-rosna-ale-wciaz-sa-nizsze-niz-w-2008-roku.html> [dostęp: 20.06.2021].
- Sims C. (1980) *Macroeconomics and Reality*. *Econometrica*, 48, 1-48.
- Spohn W. (1984) Probabilistic Causality: from Hume via Suppes to Granger [in:] M. C. Galavotti, G. Gambetta (ed.) *Causalita e modelli probabilistica*. Clueb, Bologna.

- Syczewska E. (1999) Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja. Monografie i opracowania Szkoły Głównej Handlowej, 462, 1-132.
- Yang S., Yavas A. (1995) The Strategic Role of Listing Price in Marketing Real Estate. Theory and Evidence. *Real Estate Economics*, 23(3), 347-368.
- Zbyrowski R. (2017) The Long Term Modeling of Residential Property Prices in Poland. *Quantitative Methods in Economics*, 18(1), 143-156.

PRICE CAUSALITY IN THE REAL ESTATE MARKET IN POLAND

Abstract: The article contains an econometric analyse of quantitative variables related to the real estate market in Poland. The author considers dependencies on the housing market using the popular Granger causality test. The result of the conducted analyse is also the long-term estimation of dependency between prices of the real estate market and the economic situation as well as the creditworthiness of buyers. The results of the research were enriched with conclusions considering changes taking place on the Polish real estate market.

Keywords: real estate market, causality, real estate market, Granger test, econometric analysis, econometrics, modeling, creditworthiness, gross earnings, business cycle index, cointegration

JEL classification: C01, C5, R31, E3