

## Rola kosztów budowy w kształtowaniu cen mieszkań w Polsce

### Streszczenie

Celem artykułu jest empiryczna weryfikacja hipotezy o występowaniu zależności długookresowej pomiędzy ceną i kosztami budowy 1 m<sup>2</sup> PUM oraz dodatkowo zobrażowanie i omówienie znaczącej rozbieżności pomiędzy wartościami przyjmowanymi przez analizowane zmienne. Narzędziem, które umożliwiło przeprowadzenie analizy jest model panelowy oszacowany na podstawie danych z 6 dużych miast w Polsce (tzn. Krakowa, Łodzi, Poznania, Szczecina, Warszawy i Wrocławia). Z punktu widzenia celu głównego szczególnie interesująca wydaje się ocena zależności pomiędzy kosztem budowy 1 metra kwadratowego PUM, a jego ceną transakcyjną. Relacja ta jest warunkowana wieloma czynnikami specyficznymi dla danej inwestycji takimi jak: szczegółowa lokalizacja, aktualna sytuacja na rynku mieszkaniowym, dostępność kredytów itd. Proponowany model panelowy pozwoli uwzględnić fundamentalne różnice pomiędzy poziomem cen i kosztów budowy dla wyszczególnionych miast oraz jednocześnie wyciągnąć wnioski ogólne na temat rzeczywistej roli kosztów w kształtowaniu cen na rynku mieszkaniowym.

**Słowa kluczowe:** modelowanie czasowo-przestrzenne, kointegracja panelowa, koszt budowy, cena mieszkania

**Kody kwalifikacji JEL:** C21, C2, R30, R3

### 1. Wstęp

Porównanie kosztów budowy 1 metra kwadratowego powierzchni użytkowej mieszkania (tzw. PUM) z jego ceną rynkową ujawnia w naszym kraju zaskakująco dużą różnicę, która częściowo zarezerwowana jest na zysk dewelopera. Choć ostateczna marża osiągnięta z inwestycji musi być pomniejszona o podatki i inne koszty (np. zarządzania, działań marketingowych, przyłączeń, zakupu

---

<sup>1</sup> Uniwersytet Łódzki, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny.

<sup>2</sup> Uniwersytet Warszawski, Wydział Zarządzania.

gruntu, zagospodarowania terenu, projektów itd.), to jednak jej wysokość może zaskakiwać, jako że wyraźnie przekracza marże zysku spotykane w innych sektorach gospodarki.

Deweloperskie spółki giełdowe mają obowiązek publikowania raportów finansowych, które stanowią interesujące *casestudies* w zakresie relacji pomiędzy kosztami i przychodami. Szacowana oficjalnie rentowność projektów mieszkaniowych realizowanych przez deweloperów wyniosła w 2014 r. około 17–18 procent (tj. wewnętrzna stopa zwrotu, Raport o sytuacji na rynkach nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce w 2015 roku, NBP). Można spotkać się z poglądem, że w latach wcześniejszych działalność deweloperów na rynku mieszkaniowym była jeszcze bardziej opłacalna (Kwiatkowska, 2012).

Celem głównym opracowania jest empiryczna weryfikacja hipotezy o występowaniu zależności pomiędzy ceną a kosztami budowy 1 m<sup>2</sup> PUM w długim okresie oraz dodatkowo zobrazowanie i omówienie znaczącej rozbieżności pomiędzy tymi dwoma zmiennymi. Narzędziem, które umożliwiło przeprowadzenie analizy, jest model panelowy oszacowany na podstawie danych z 6 dużych miast w Polsce. Z punktu widzenia celu głównego interesująca wydaje się ocena zależności pomiędzy kosztem budowy 1 m<sup>2</sup> PUM, a jego ceną transakcyjną. Relacja ta jest warunkowana wieloma czynnikami specyficznymi dla danej inwestycji, takimi jak: szczegółowa lokalizacja, aktualna sytuacja na rynku mieszkaniowym, dostępność kredytów itd. Proponowany model panelowy pozwoli uwzględnić fundamentalne różnice pomiędzy poziomem cen i kosztów budowy dla wyszczególnionych miast oraz jednocześnie wyciągnąć wnioski ogólne na temat rzeczywistej roli kosztów w kształtowaniu cen na rynku mieszkaniowym.

Artykuł składa się ze wstępnej charakterystyki danych, które zostały poddane następnie testom na występowanie pierwiastka jednostkowego. W dalszej części opracowania zamieszczono panelowe testy kointegracji oraz model zależności długookresowej, który odnosi się bezpośrednio do hipotezy o występowaniu zależności pomiędzy ceną a kosztami budowy 1 m<sup>2</sup> PUM w długim okresie.

## 2. Zmienność cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM w latach 2006–2016

Poniższe badanie empiryczne zostało przeprowadzone w oparciu o informacje udostępnione przez Narodowy Bank Polski oraz firmę Sekocenbud, która zajmuje się komercyjnym gromadzeniem danych związanych z kosztorysowaniem

inwestycji budowlanych. Szeregi czasowe analizowane poniżej obejmują średnie ceny transakcyjne na rynku pierwotnym mieszkań i koszty budowy 1 m<sup>2</sup> (tj. koszt materiałów budowlanych, pracy i zaangażowania sprzętu dla budynku uznanego za typowy podczas kosztorysowania inwestycji), ujęte kwartalnie w okresie od 3. kwartału 2006 do 2. kwartału 2016 dla sześciu wybranych miast Polski tj. Krakowa, Łodzi, Poznania, Szczecina, Warszawy i Wrocławia. Dobór konkretnych miast do badania został podyktowany chęcią rozszerzenia wniosków płynących z raportu opublikowanego przez NBP w grudniu 2014 r. pt. „Informacja o cenach i sytuacji na rynku nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce w 3. kwartale 2014 roku”. Niestety w przeprowadzonej analizie nie znalazły się informacje o cenach i kosztach budowy 1 m<sup>2</sup> mieszkań w aglomeracji Gdańska, Gdyni i Sopotu z uwagi na niejednorodność danych dla Trójmiasta.

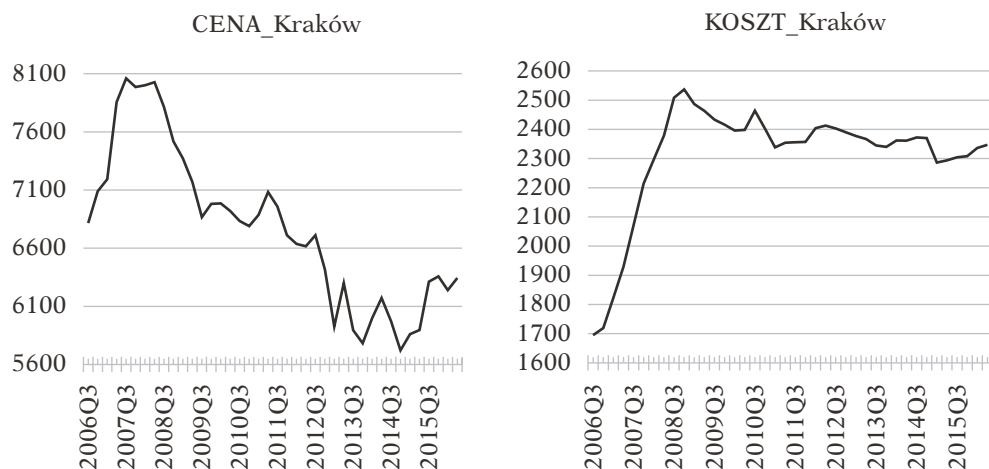
Wykresy zmiennych ukazują znaczące zróżnicowanie widoczne zarówno pomiędzy ceną i kosztem budowy 1 m<sup>2</sup> mieszkania jak i poziomem tych dwóch zmiennych w różnych miastach Polski. Warto pamiętać, że koszty budowy (tj. koszty materiałów budowlanych, sprzętu i pracy) nie uwzględniają kosztów zakupu działki przez dewelopera, które w rzeczywistości zwiększają koszt budowy o kilkaset do tysiąca złotych za metr kwadratowy. Dla niektórych inwestycji w stolicy koszt ten może nawet sięgać poziomu 1200 zł w przeliczeniu na 1 m<sup>2</sup> PUM.

Koszt zakupu gruntu jest zróżnicowany i zależy od specyfiki danej inwestycji; w szczególności od tego, iż w wielu wypadkach deweloperzy kupują teren pod zabudowę ze znacznym wyprzedzeniem, sięgającym nawet kilku lat przed rozpoczęciem budowy. Szczegółowe dane na ten temat można odnaleźć w sprawozdaniach z konkretnych inwestycji deweloperskich.

Warto podkreślić, iż już na podstawie wstępnej analizy wykresów, widoczny jest związek pomiędzy kosztami budowy, a ceną transakcyjną 1 m<sup>2</sup> mieszkania na rynku pierwotnym dla sześciu badanych miast Polski. Wobec znaczącej nadwyżki zawartej w cenie jednego metra kwadratowego PUM nad jego kosztem wytworzenia warto zastanowić się również jak w długim okresie wzrost kosztów budowy będzie przekładać się na zmianę cen dla ostatecznego nabywcy.

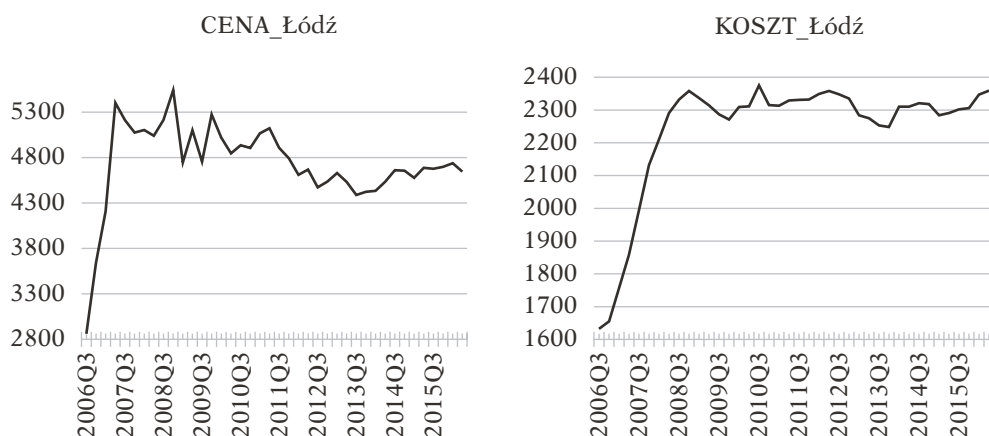
Kraków jest miastem, w którym po okresie radykalnego wzrostu cen skorelowanego ze wzrostem kosztów budowy pojawiła się faza obniżek cen metra kwadratowego oraz – znacznie jednak wolniejszego – spadku kosztów (por. rys. 1). Podobna sytuacja miała miejsce w stolicy, co może być związane z silnym przewartościowaniem nieruchomości w obu miastach. Ciekawe, że koszt wytworzenia 1 m<sup>2</sup> PUM w Krakowie wraz z ceną zakupu działki w 2013 r. mógł wynieść jedynie 3,4 tys. zł. Znany jest przykład kooperatywy budowlanej z Krakowa, która

z sukcesem zakończyła budowę domu dla 20 rodzin w 2013 r. dbając o należyta jakość wykonanych prac i użytych materiałów (*Gazeta Prawna*, 2014). Cena rynkowa 1 m<sup>2</sup> PUM w Krakowie jest prawie dwa razy większa od kosztów poniesionych przez krakowską kooperatywę.



**Rysunek 1. Porównanie cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM dla Krakowa**

Źródło: Opracowanie własne na podstawie raportu NBP i danych Sekocenbud.

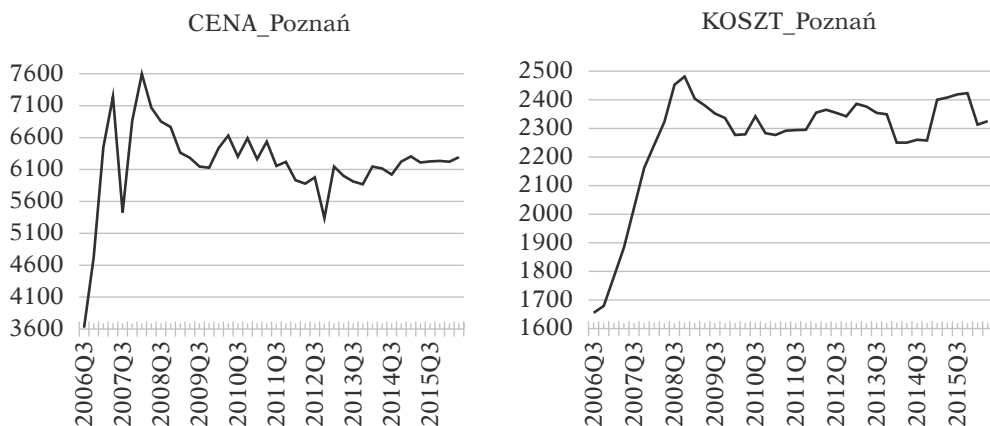


**Rysunek 2. Porównanie cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM dla Łodzi**

Źródło: Opracowanie własne na podstawie raportu NBP i danych Sekocenbud.

Łódź jest miastem, w którym trajektoria ceny 1 m<sup>2</sup> dość wyraźnie naśladuje długookresową ścieżkę kosztów (rys. 2.). Koszty budowy 1 m<sup>2</sup> są tu zbliżone do

pozostałych miast zawartych w badaniu, jednak ostateczna cena transakcyjna nie jest aż tak wysoka jak w Krakowie czy Warszawie. Poziom cen transakcyjnych w Łodzi jest najbardziej zbliżony do tego w Szczecinie, gdzie po krótko-terminowym wzroście cen w 2007 i 2008 nastąpiła stabilizacja w przedziale od 4600 do 5 tys. zł za 1 m<sup>2</sup>.



**Rysunek 3. Porównanie cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM dla Poznania**

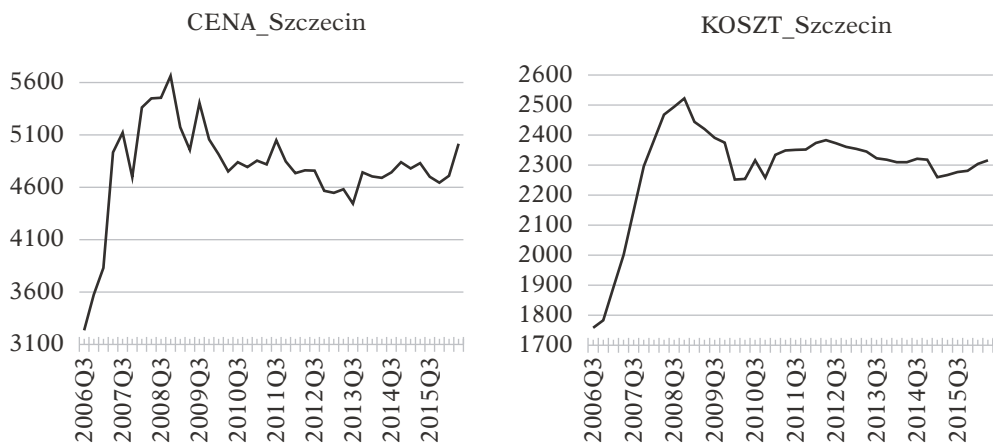
Źródło: Opracowanie własne na podstawie raportu NBP i danych Sekocenbud.

W Poznaniu widoczne jest silne powiązanie cen z kosztami wytworzenia mieszkań pomimo relatywnie dużej nadwyżki zarezerwowanej dla dewelopera (rys. 3). Poznań niegdyś był uważany za miasto o umiarkowanych cenach mieszkań, co widać w 3. kwartale 2006 r., gdy cena 1 m<sup>2</sup> PUM wynosiła zaledwie 3600 zł. W kolejnych latach ceny w Poznaniu poszły w górę zrównując się z poziomem cen w Krakowie.

W Szczecinie zarówno ceny jak i koszty wykazywały silną tendencję wzrostową w latach 2006–2008. W roku 2009 nastąpiła zauważalna ujemna korekta obu kategorii, po czym nadszedł czas względnej stabilizacji (rys. 4). Ten charakterystyczny schemat jest spotykany także w innych miastach, choć jego wyrazistość nie jest jednakowa.

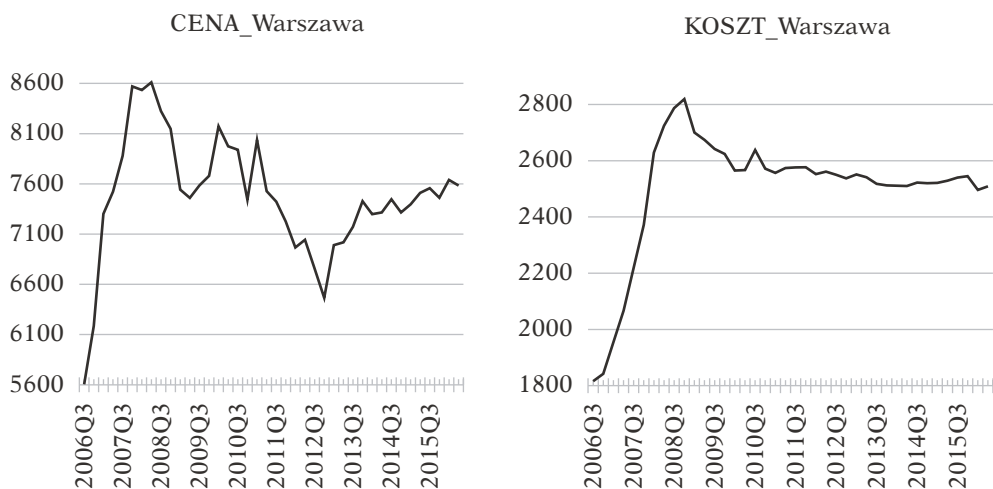
Warszawa jest miastem najwyższych cen mieszkań. Koszty budowy w stolicy również zdecydowanie przewyższają wartości notowane w pozostałych miastach. Co ciekawe są one o około 200 zł większe od pozostałych badanych miast, które pod względem kosztów nie różnią się od siebie znacząco. Większe o nawet kilkaset złotych koszty budowy są drobnostką w porównaniu z przewartościowaniem cen w stolicy względem pozostałej części kraju. W Warszawie w latach

2006–2007 uwidacznia się znaczny wzrost cen, który w pewnym tylko stopniu można tłumaczyć wzrostem kosztów budowy (rys. 5). Można się spodziewać, że istotną rolę odegrała tu spekulacja na nieruchomościach i oczekiwanie dalszych wzrostów cen. Na przykładzie rynku warszawskiego doskonale widać także krótki, ale charakterystyczny okres niższych cen nieruchomości na przełomie lat 2012 i 2013, niezajdujący uzasadnienia w zachowaniu się kosztów.



**Rysunek 4. Porównanie cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM dla Szczecina**

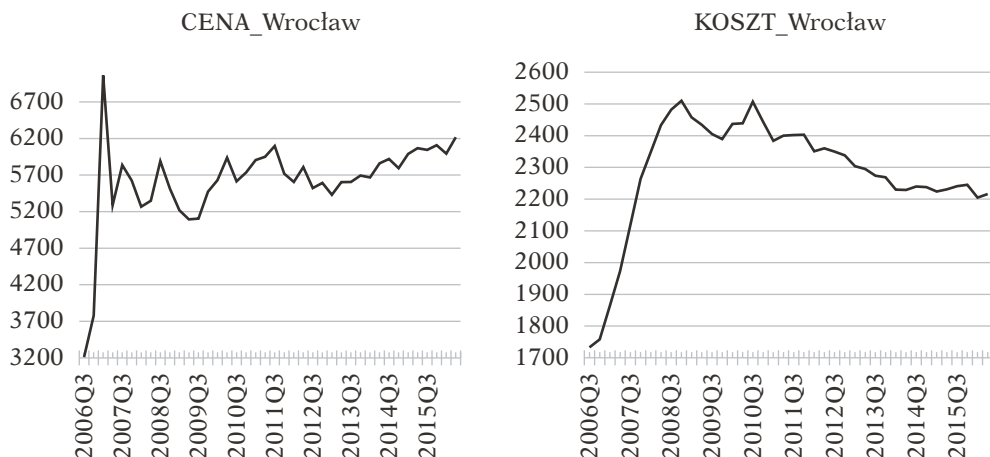
Źródło: Opracowanie własne na podstawie raportu NBP i danych Sekocenbud.



**Rysunek 5. Porównanie cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM dla Warszawy**

Źródło: Opracowanie własne na podstawie raportu NBP i danych Sekocenbud.

Podobne krótkotrwałe załamanie cen jest wyraźnie widoczne w Poznaniu oraz słabiej w Szczecinie i Łodzi. W Krakowie natomiast niskie ceny za 1 m<sup>2</sup> utrzymywały się aż do końca 2014 r.



**Rysunek nr 6. Porównanie cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM dla Wrocławia**

Źródło: Opracowanie własne na podstawie raportu NBP i danych Sekocenbud.

We Wrocławiu okres gwałtownych wzrostów cen 1 m<sup>2</sup> PUM trwał w całej drugiej połowie 2006 r. i w 1. kwartale 2007 (rys. 6); w 2. kwartale 2007 r. ceny mieszkań raptownie spadły o prawie 2 tys. zł i nigdy już nie osiągnęły poziomu nieco powyżej 3 tys. zł – notowanego w pierwszej połowie roku 2006.

### 3. Badanie stacjonarności szeregów cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM.

Najbardziej znaną grupą panelowych testów stacjonarności są testy Levina i Lina, które oparte są na teście Dickeya–Fullera (Dickey, Fuller, 1979). Proces generujący dane panelowe, można przedstawić w postaci (Strzała, 2009):

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_t t + \varphi_i y_{i,t-1} + \theta_t + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

gdzie:

$$\varepsilon_{it} \sim \text{i.i.d.}(\mathbf{0}, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

Model zapisany formułą (1) oraz (2) uwzględnia zróżnicowane efekty indywidualne ( $\alpha_i$ ), indywidualnie zróżnicowany trend liniowy ( $\delta_i$ ), heterogeniczny parametr autoregresyjny ( $\varphi_i$ ) oraz efekty czasowe ( $\theta_i$ ). Z punktu widzenia badania stacjonarności kluczowe znaczenie ma parametr ( $\varphi_i$ ). Hipotezy testu stacjonarności dla danych panelowych najczęściej zapisujemy jako (Levin, Lin, 1992):

$$H_0 : (\varphi_i - 1) = \rho_i = 0; y_{it} \sim I(1) \quad (3)$$

$$H_A : (\varphi_i - 1) = \rho_i < 0; y_{it} \sim I(0) \quad (4)$$

Wszystkie zmienne w naszym badaniu charakteryzują się niestacjonarnością na poziomach (tabela 1. i 3.). Testy przeprowadzone zarówno w ujęciu indywidualnym jak i panelowym potwierdzają integrację szeregów stopnia pierwszego (tabela 2. i 4.).

**Tabela 1. Badanie stacjonarności kwartalnych szeregów logarytmów naturalnych cen transakcyjnych 1 m<sup>2</sup> PUM**

Zmienna: ln (Cena 1 m <sup>2</sup> PUM)				
Metoda testowania	Statystyka testu	p-value	liczba jednostek przekrojowych	liczba obserwacji
Levin, Lin&Chu t	0,601	0,726	6	230
Hipoteza zerowa: Powszechne występowanie pierwiastka jednostkowego (dla danych panelowych)				
Metoda testowania	Statystyka testu	p-value	liczba jednostek przekrojowych	liczba obserwacji
ADF – Fisher Chi2	3,201	0,994	6	230
PP – Fisher Chi2	2,289	0,999	6	234
Hipoteza zerowa: Występowanie pierwiastka jednostkowego dla procesów indywidualnych				

Źródło: Opracowanie własne w programie Eviews.

Dla szeregów czasowych logarytmów naturalnych cen transakcyjnych 1 m<sup>2</sup> PUM uzyskano relatywnie niskie wartości sprawdzianów testów zarówno Levina, Lin&Chu jak i ADF (AugmentedDickey-Fuller) oraz PP (Phillips Perron). Hipoteza zerowa testów zakłada występowanie pierwiastka jednostkowego w procesie generującym dane (tabela 1).

Testy Levina, Lin&Chu oraz ADF (AugmentedDickey-Fuller) i PP (Phillips Perron) wygenerowane dla przyrostów szeregów czasowych logarytmów



naturalnych cen transakcyjnych 1 m<sup>2</sup> PUM przyjmują wysokie wartości bezwzględne (tabela 2). Hipotezy zerowe testów mogą więc zostać odrzucone przy bardzo niskim prawdopodobieństwie popełnienia błędu pierwszego rodzaju (gdzie p-value, tzw. „empiryczny poziom istotności”, Gajda, 2004).

**Tabela 2. Badanie stacjonarności przyrostów kwartalnych szeregów logarytmów naturalnych cen transakcyjnych 1 m<sup>2</sup> PUM**

Zmienna: D [ln (Cena 1 m <sup>2</sup> PUM)]				
Metoda testowania	Statystyka testu	p-value	liczba jednostek przekrojowych	liczba obserwacji
Levin, Lin&Chu t	-19,489	0,000	6	228
Hipoteza zerowa: Powszechne występowanie pierwiastka jednostkowego (dla danych panelowych)				

Metoda testowania	Statystyka testu	p-value	liczba jednostek przekrojowych	liczba obserwacji
ADF – Fisher Chi2	400,560	0,000	6	228
PP – Fisher Chi2	231,423	0,000	6	228
Hipoteza zerowa: Występowanie pierwiastka jednostkowego dla procesów indywidualnych				

Źródło: Opracowanie własne w programie Eviews.

**Tabela 3. Badanie stacjonarności kwartalnych szeregów logarytmów naturalnych kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM**

Zmienna: ln (Koszt 1 m <sup>2</sup> PUM)				
Metoda testowania	Statystyka testu	p-value	liczba jednostek przekrojowych	liczba obserwacji
Levin, Lin&Chu t	1,741	0,959	6	226
Hipoteza zerowa: Powszechne występowanie pierwiastka jednostkowego (dla danych panelowych)				

Metoda testowania	Statystyka testu	p-value	liczba jednostek przekrojowych	liczba obserwacji
ADF – Fisher Chi2	1,749	0,999	6	226
PP – Fisher Chi2	0,988	1,000	6	234
Hipoteza zerowa: Występowanie pierwiastka jednostkowego dla procesów indywidualnych				

Źródło: Opracowanie własne w programie Eviews.

Szeregi czasowe logarytmów naturalnych kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM należy uznać za niestacjonarne. Hipoteza zerowa o występowaniu pierwiastka jednostkowego nie może zostać odrzucona na podstawie przeprowadzonych testów Levina, Lin&Chu oraz ADF i PP (tabela 3).

**Tabela 4. Badanie stacjonarności przyrostów kwartalnych szeregów logarytmów naturalnych kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM**

Zmienna: D [ln (Koszt 1 m <sup>2</sup> PUM)]				
Metoda testowania	Statystyka testu	p-value	liczba jednostek przekrojowych	liczba obserwacji
Levin, Lin&Chu t	-5,798	0,000	6	228
Hipoteza zerowa: Powszechne występowanie pierwiastka jednostkowego (dla danych panelowych)				
Metoda testowania	Statystyka testu	p-value	liczba jednostek przekrojowych	liczba obserwacji
ADF – Fisher Chi2	47,997	0,000	6	228
PP – Fisher Chi2	56,949	0,000	6	228
Hipoteza zerowa: Występowanie pierwiastka jednostkowego dla procesów indywidualnych				

Źródło: Opracowanie własne w programie Eviews.

Przyrosty szeregów czasowych logarytmów naturalnych kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM są stacjonarne. Wysokie wartości bezwzględne testów Levina, Lin&Chu, ADF i PP pozwalają odrzucić hipotezy zerowe o pierwiastku jednostkowym zarówno dla procesów indywidualnych jak i panelowych (tabela 4).

#### 4. Badanie kointegracji panelowej cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM

W niniejszym badaniu zastosowano panelowe testy ko integracji Pedroniego, które są wzorowane na procedurze Engle’a–Grangera (Strzała, 2012). Testy te występują w różnych odmianach (Pedroni opracował aż 11 sprawdzianów testu panelowej kointegracji). Hipoteza zerowa zastosowanych testów zakłada brak kointegracji. Hipoteza alternatywna testów kointegracji panelowej może wyrażać istnienie kointegracji na poziomie grup (*betweendimension, group statistics test*) lub dla całego panelu (*within-dimension, panel statistics test*).

Procedura postępowania dla testów ko integracji Pedroniego składa się z dwóch etapów (Strzała, 2012):

1. W pierwszym kroku szacuje się parametry ogólnego modelu panelowego postaci:

$$y_{it} = \alpha_i + \partial_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Ki} x_{Ki,t} + e_{it} \quad (5)$$

dla  $i = 1, 2, \dots, N; t = 1, 2, \dots, T; k = 1, 2, \dots, K$  oraz  $(y_{it}, x_{it}) \sim I(1)$

Równanie (5) zawiera zróżnicowane efekty indywidualne  $\alpha_i$ , indywidualne wartości współczynników nachylenia trendu  $\partial_i t$  oraz parametrów  $\beta_{ki}$ .

2. W drugim kroku badamy stacjonarność reszt z wykorzystaniem regresji pomocniczych dla poszczególnych jednostek panelu. Równania pomocnicze szacuje się, jako regresje łączne o postaci:

$$\hat{e}_{it} = \rho_i \hat{e}_{it-1} + v_{it} \quad (6)$$

lub w postaci rozszerzonej:

$$\hat{e}_{it} = \tilde{\rho}_i \hat{e}_{it-1} + \sum_{j=1}^{p_i} \phi_{ij} \Delta \hat{e}_{it-j} + v_{it} \quad (7)$$

gdzie:  $\hat{e}_{it}$  – to szereg reszt modelu (5);  $v_{it} \sim i.i.d.(0, \sigma_v^2)$  – to składnik losowy równania pomocniczego (regresji łącznej) o postaci (6) lub (7).

Hipoteza zerowa testu zakłada, że parametry w równaniach pomocniczych dla poszczególnych jednostek są sobie równe:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N = 1 \quad (8)$$

Dla testów Pedroniego można postawić dwa rodzaje hipotez alternatywnych.

1. Dla testu panelowego tj. wewnątrz grupowego (*within-dimension, panel statistics test*), gdy zakładamy homogeniczność parametru  $\rho_i$ :

$$H_A : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_N < 1 \quad (9)$$

2. Dla testu grupowego (*between-dimension, group statistics test*), gdy zakładamy heterogeniczność parametru  $\rho_i$ :

$$H_A : \rho_i < 1 \text{ dla } i=1,2,\dots,N \quad (10)$$

przy założeniu, że  $\lim_{N \rightarrow \infty} (m / N) = \delta, \quad 0 < \delta \leq 1$

Wykorzystując reszty z regresji pomocniczej (6) lub (7) można wyznaczyć statystykę panelową Pedroniego  $Z_{N,T}$ , która w formie standaryzowanej jest asymptotycznie zbieżna do rozkładu normalnego (Pedroni, 2004):

$$\frac{Z_{N,T} - \mu\sqrt{N}}{\sqrt{\omega}} \rightarrow N(0,1) \quad (11)$$

przy czym wartości  $\mu$  i  $\omega$  zostały ustalone na podstawie symulacji Monte Carlo.

W przypadku homogenicznej hipotezy alternatywnej oddzielnie wyznacza się średnie z liczników i mianowników statystyk DF i ADF dla jednostek przekrojowych panelu. Następnie iloraz tak otrzymanych wartości należy zestandaryzować zgodnie z formułą (11) na podstawie współczynników korekty stabilizowanych w artykule Pedroniego z 1999 r. Dla heterogenicznej hipotezy alternatywnej (grupa testów grupowych Pedroniego) uśrednia się statystyki DF lub ADF dla poszczególnych jednostek panelu i następnie standaryzuje według formuły (11) (Strzała, 2012).

**Tabela nr 5. Test kointegracji kwartalnych szeregów cen i kosztów 1 m<sup>2</sup> PUM w latach 2006–2016**

Zmienne: Cena 1 m <sup>2</sup> PUM i Koszt 1 m <sup>2</sup> PUM		
Hipoteza zerowa: Brak kointegracji		
Hipoteza alternatywna: Występuje kointegracja panelowa tzn. wewnątrzgrupowa ( <i>within-dimension</i> )		
Metoda testowania	Statystyka testu	p-value
Panel v-Statistic	2,602	0,005
Panel rho-Statistic	-5,830	0,000
Panel PP-Statistic	-5,386	0,000
Panel ADF-Statistic	-3,406	0,000

Hipoteza alternatywna: Występuje kointegracja grupowa ( <i>between-dimension</i> )		
Metoda testowania	Statystyka testu	p-value
Group rho-Statistic	-4,775	0,000
Group PP-Statistic	-5,220	0,000
Group ADF-Statistic	-3,214	0,001

Źródło: Opracowanie własne w programie Eviews.

Niezależnie od przeprowadzonego testu i przyjętej konwencji dla hipotezy alternatywnej otrzymano relatywnie wysokie wartości bezwzględne testów

kointegracji (tabela 5.). W każdym przypadku hipoteza zerowa o braku kointegracji może zostać odrzucona z bardzo niskim prawdopodobieństwem popełnienia błędu pierwszego rodzaju (p-value). Można więc wnioskować o występowaniu długookresowej zależności pomiędzy cenami i kosztami budowy 1 m<sup>2</sup> PUM w badanych miastach. Pomimo występowania dużej różnicy pomiędzy kosztami i cenami transakcyjnymi, deweloperzy chętnie uwzględniają wyższe koszty budowy w cenach transakcyjnych, przenosząc koszty na ostatecznego nabywcę. Ciekawe jest zatem pytanie: Jak średnio wzrost jednostkowego kosztu wytworzenia 1 m<sup>2</sup> PUM przekłada się na zmianę ceny 1 m<sup>2</sup> PUM w obrębie badanych miast?

Model kointegracji panelowej oszacowano dla danych zlogarytmowanych wykorzystując metodę estymacji FMOLS (FullyModifiedLeastSquares, Phillips i Moon, 1999). Model charakteryzuje się dość wysokim dopasowaniem do danych empirycznych (skorygowany współczynnik determinacji 0,792). Zatem ponad 79% zmienności ceny 1 m<sup>2</sup> PUM zostało wyjaśnione zmiennością kosztu budowy 1 m<sup>2</sup> PUM dla badanych sześciu miast w Polsce. Uzyskany współczynnik dopasowania wydaje się wysoki, jednak trudno oczekiwać, aby w rzeczywistości ceny 1 m<sup>2</sup> PUM były uzależnione wyłącznie od kosztów wytworzenia. Celem niniejszego badania była analiza ścisłej relacji pomiędzy ceną i kosztami budowy 1 m<sup>2</sup> PUM, więc w analizie nie uwzględniono innych zmiennych egzogenicznych (tabela 6). Odchylenie standardowe składnika resztowego wyniosło 0,085260 i odnosi się do danych zlogarytmowanych (Borkowski, Dudek, Szczesny, 2007). Jest to wartość stosunkowo nieduża biorąc pod uwagę, że średnia arytmetyczna logarytmu naturalnego zmiennej zależnej wyniosła 8,678096.

Zmienna zależna:  $Cena_{it}$  – cena transakcyjna 1 m<sup>2</sup> PUM na rynku pierwotnym dla miasta  $i$  w czasie  $t$ ;

Zmienna niezależna:  $Koszt_{it}$  – koszt budowy 1 m<sup>2</sup> PUM (bez kosztu zakupu gruntu) dla miasta  $i$  w czasie  $t$ .

**Tabela nr 6. Model zależności cen i kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM**

Zmienna zależna: Ln(CENA)
Metoda estymacji: Panel Fully Modified Least Squares (FMOLS)
Próba: 2006Q4 2016Q2
Liczba kwartałów: 39
Liczba jednostek przekrojowych: 6
Całkowita liczba obserwacji: 234
Elementy deterministyczne wektora kointegracji: C

Zmienna niezależna	Oszacowanie	Błąd standardowy	Statystyka t	p-value
Ln (KOSZT)	0,511	0,111	4,616	0,000
Współczynnik determinacji	0,797	Średnia Ln(Cena)		8,678
Skorygowany współczynnik determinacji	0,792	Błąd standardowy Ln(Cena)		0,187
Odchylenie standardowe składnika resztowego	0,085	Suma kwadratów reszt		1,650
Wariancja długookresowa	0,016			

Źródło: Opracowanie własne w programie Eviews.

Tabela nr 6 zawiera model relacji długookresowej oszacowany z uwzględnieniem wartości stałej heterogenicznej dla sześciu badanych miast (gdzie  $c$  oznacza stałą, tj. element deterministyczny wektora kointegracji). Parametr modelu oszacowano z zadowalająco małym błędem standardowym 0,111. Statystyka t-Studenta 4,616 pozwala odrzucić hipotezę zerową testu t-Studenta ( $\beta = 0$ ) z niskim prawdopodobieństwem popełnienia błędu pierwszego rodzaju.

Zapis analityczny zbudowanego modelu:

$$\ln(\widehat{CENA}_{it}) = 0,511 * \ln(KOSZT_{it}) + c_i \quad (12)$$

**Tabela nr 7. Oszacowania zróżnicowanej wartości stałej modelu relacji długookresowej**

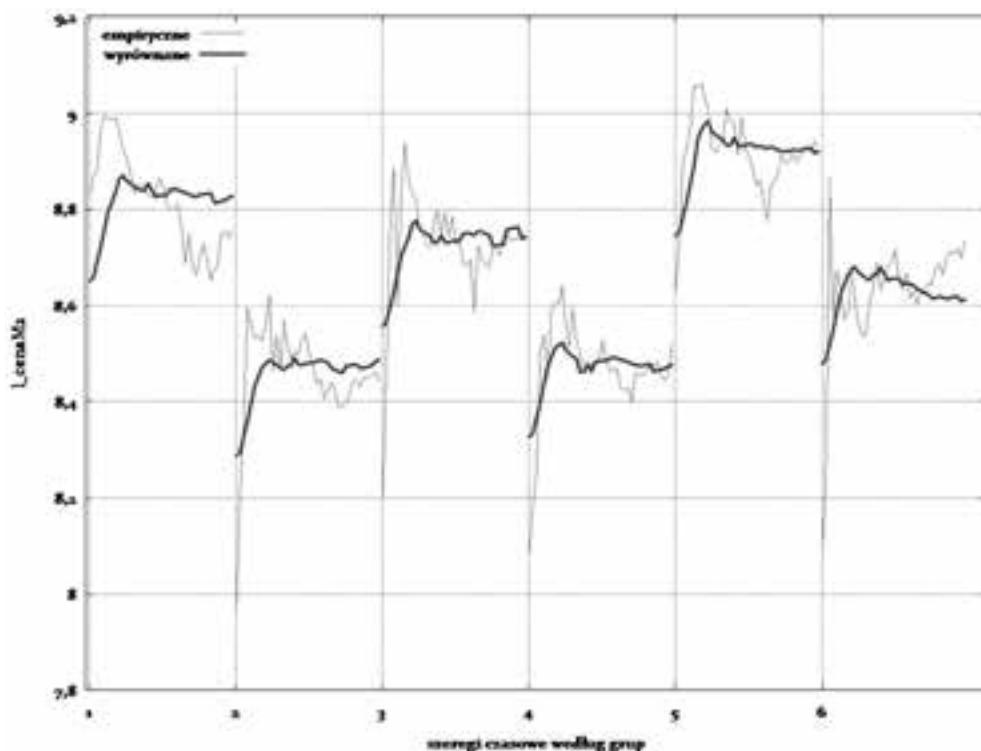
	Kraków	Łódź	Poznań	Szczecin	Warszawa	Wrocław
$c_i$	4,843	4,511	4,775	4,513	4,910	4,678
$e^{c_i}$	126,886	90,968	118,497	91,195	135,706	107,537

Źródło: Opracowanie własne.

Wzrost kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM o 1% powoduje średnio wzrost ceny transakcyjnej 1 m<sup>2</sup> PUM na rynku pierwotnym o 0,511% w długim okresie. Zależność została oszacowana dla grupy 6 miast, które charakteryzują się nieco inną specyfiką lokalnego rynku nieruchomości. Z drugiej strony miasta te funkcjonują w ramach wspólnego rynku ogólnokrajowego, stąd podlegają oddziaływaniu podobnych determinant makroekonomicznych, co przejawia się na przykład w występowaniu podobnych okresów wzrostów i spadków cen 1 m<sup>2</sup> PUM. Należy mieć świadomość, że oszacowanie parametru o wartości 0,511 jest nie tylko pewnym uogólnieniem dla dłuższego okresu analizy, ale również dla grupy 6 jednostek przekrojowych w niniejszym badaniu (tj. miast).

Oszacowanie 0,511 można zinterpretować na dwa sposoby. W sytuacji rosnących kosztów budowy 1 m<sup>2</sup> PUM deweloperzy mając świadomość relatywnie wysokich cen za 1 m<sup>2</sup> PUM, notowanych marż oraz określonej dostępności kredytów (Zbyrowski, 2017) podnoszą ceny mieszkań wolniej. W odwrotnej sytuacji, gdy koszty budowy maleją, deweloperzy są skłonni zaakceptować niższą cenę za 1 m<sup>2</sup> PUM. Jednak skala korekty cen w dół jest zauważalnie mniejsza niż skala zmniejszania się kosztów wytworzenia 1 m<sup>2</sup> PUM. Zatem reakcja ceny na zmianę kosztów jest słabo elastyczna.

Przebieg wartości teoretycznych i empirycznych ukazuje pewną słabość modelu w odwzorowaniu ekstremalnie niskich i wysokich zmian cen 1 m<sup>2</sup> PUM. Miastem, które w ramach badanej grupy najslabiej poddaje się modelowaniu jest Kraków. Rysunek 7. pokazuje systematyczne zróżnicowanie wyrazów wolnych związanych z poszczególnymi miastami objętymi badaniami, potwierdzające zasadność stosowania modelu panelowego o stałych efektach.



Rysunek nr 7. Szeregi teoretyczne i empiryczne ln (cena 1 m<sup>2</sup> PUM) w latach 2006–2016 według grup

Źródło: Opracowanie własne.

Przebieg składników resztowych wygenerowanych dla modelu czasowo-przestrzennego potwierdził wyniki testów ko integracji Pedroniego wzorowanych na procedurze Engle'a-Grangera. Największe zakłócenia modelowanej zależności widać w okresach dynamicznych wzrostów i spadków cen 1 m<sup>2</sup> PUM.

## 5. Podsumowanie

Ceny transakcyjne 1 m<sup>2</sup> PUM notowane na rynku pierwotnym dynamicznie rosły w pierwszych latach badanego okresu dla wszystkich 6 miast. Warto podkreślić, że po okresie spektakularnych wzrostów cen nastąpił czas ich korekty. W każdym analizowanym mieście można dostrzec ponadto okres relatywnie niskich cen mieszkań na przełomie 2012 i 2013 – nigdy jednak ceny nie powróciły już do swoich wartości początkowych z roku 2006. Koszty budowy natomiast są podobne w większości przebadanych miast, aczkolwiek wyjątkiem jest Warszawa, dla której koszty budowy 1 m<sup>2</sup> PUM przewyższają pozostałe miasta o około 200 zł. Choć koszty budowy są relatywnie zbliżone to oczywiście ceny transakcyjne za 1 m<sup>2</sup> PUM różnią się znacząco w zależności od miasta. Cena transakcyjna zawsze przewyższa koszt budowy 1 m<sup>2</sup> PUM o wielkości liczone w tysiącach złotych, choć do kosztu budowy deweloper doliczyć musi jeszcze inne koszty (zakupu gruntu, projektów, przyłączeń, podatki, zarządzanie itd.). Przeprowadzone badanie empiryczne potwierdza występowanie długookresowej zależności pomiędzy ceną i kosztem wytworzenia 1 m<sup>2</sup> PUM. Oszacowanie parametru o wartości 0,511 posiada pewną wartość interpretacyjną, aczkolwiek zostało wyznaczone dla kilku miast, z których każde odznacza się swoją własną specyfiką. Zbudowany model charakteryzuje się dość wysokim dopasowaniem do danych empirycznych, co jest pozytywnym zjawiskiem w kontekście analiz pełnego nieregularności rynku nieruchomości (Łaszek, 2015).

Analiza danych statystycznych potwierdza tezę o występowaniu znacznej nadwyżki cen nad kosztami 1 m<sup>2</sup> PUM w dużych miastach Polski. Z punktu widzenia firm deweloperskich zakup gruntu, budowa i sprzedaż mieszkań to proces rozłożony w czasie na przynajmniej kilka lat. W przeciągu tak długiego okresu czasu koszty budowy oraz ceny mieszkań mogą podlegać fluktuacji, dlatego istotne jest zachowanie odpowiedniego marginesu bezpieczeństwa dla firm. Z drugiej strony finalnemu nabywcy trudno jest zweryfikować ostateczną cenę i rzeczywiste koszty poniesione przez dewelopera ze względu na ograniczoną dostępność informacji i stosowane strategie sprzedaży.



## Bibliografia

- Borkowski B., Dudek H., Szczęsny W., *Ekonometria, wybrane zagadnienia*, PWN, Warszawa 2007.
- Dickey D.A., Fuller W.A., *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root*, „Journal of the American Statistical Association” 1979, vol. 74, s. 427–431.
- Enders W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, New York 2003.
- Gajda J., *Ekonometria*, C.H. BECK, Warszawa 2004.
- Levin A., Lin Ch-F., *Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*, „Working Paper” 1992, no. 23.
- Levin A., Lin Ch-F., *Unit Root Tests in Panel Data: New Results*, „Working Paper” 1993, no. 56.
- Levin A., Lin Ch-F., Chu Ch-Sh. J., *Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*, „Journal of Econometrics” 2002, no. 108, s. 1–24.
- Łaszek J., *Rynek nieruchomości mieszkaniowych i jego specyfika*, w: Kucharska-Stasiak E. (red.), *Ryzyka banku w zakresie określania wartości nieruchomości dla celów kredytowych w Polsce na tle trendów w Unii Europejskiej*, Fundacja na Rzecz Kredytu Hipotecznego, Warszawa 2006.
- Łaszek J., *Raport AMRON-SARFiN 4/2015. Ogólnopolski raport o kredytach mieszkaniowych i cenach transakcyjnych nieruchomości – komentarz do raportu*, Warszawa 2016.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, PWN, Warszawa 2006.
- Majsterek M., *Modelowanie systemów skointegrowanych. Aspekty teoretyczne*, „Bank i Kredyt” 2014, r. 45, z. 5, s. 433–466.
- Narodowy Bank Polski (2015), *Informacja o cenach i sytuacji na rynku nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce w III kwartale 2014 roku*, Warszawa.
- Narodowy Bank Polski, *Raport o sytuacji na rynkach nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce w 2015 roku*, Warszawa 2016.
- Pedroni P., *Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors*, „Oxford Bulletin of Economics and Statistics” 1999, no. 61, s. 653–670.
- Pedroni P., *Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis*, „Econometric Theory” 2004, no. 20, s. 597–625.
- Phillips P.C.B., Moon H.R., *Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data*, „Econometrica” 1999, vol. 67, s. 1057–1111.
- Strzała K. (2009), *Panelowe testy stacjonarności – możliwości i ograniczenia*, *Przeгляд Statystyczny*, r. 56, z. 1, 56–73.
- Strzała K., *Panelowe testy kointegracji – teoria i zastosowania*, „Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych” 2012, nr 27, s. 41–54.

Syczewska E., *Analiza relacji długookresowych: estymacja i weryfikacja*, Monografie i opracowania, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 1999.

Zbyrowski R., *The Long Term Modeling of Residential Property Prices in Poland*, „Quantitative Methods in Economics” 2017, vol. 18, no. 1, s. 143–156.

## Źródła sieciowe

<http://serwisy.gazetaprawna.pl/nieruchomosci/artykuly/604919,30-procent-ceny-mieszkania-trafia-do-dewelopera.html> [dostęp 07.04.2017].

<http://serwisy.gazetaprawna.pl/nieruchomosci/artykuly/818693,cohousing-tanie-budowanie-czyli-zbuduj-sobie-blok.html> [dostęp 02.04.2017].

\* \* \*

## The role of construction costs in shaping prices of apartments in Poland

### Summary

The main purpose of this paper is an empirical verification of a hypothesis about the relationship between prices and costs of construction of 1 square meter in the long run. On the other hand, it is important to demonstrate a significant discrepancy between the two variables in Poland. The analysis tool is a panel cointegration model estimated on the basis of data referring to several large cities in Poland it means: Krakow, Lodz, Poznan, Szczecin, Warsaw and Wroclaw. In the context of this study, it seems interesting to estimate the relationship between the cost of constructing 1 square meter and its transaction price. This relationship is conditioned by many factors specific to the investment, such as: a detailed location, a current situation in the real estate market, an availability of home loans etc. The proposed panel model will take into account the fundamental differences between the level of prices and construction costs for the specified cities.

**Keywords:** cross-section econometric modelling, panel cointegration, cost of construction, price of apartment

Zgodnie z deklaracją Autorów, ich udział w tworzeniu artykułu wynosi: Jan Gajda – 50%, Rafał Zbyrowski – 50%.