

Józef Hozer*

Uniwersytet Szczeciński

Anna Gdakowicz**

Uniwersytet Szczeciński

ANALIZA CEN TRANSAKCYJNYCH MIESZKAŃ NA RYNKACH PIERWOTNYM I WTÓRNYM W WYBRANYCH MIASTACH POLSKI W LATACH 2007–2012

Streszczenie

W artykule poddano analizie ceny transakcyjne 1 m² mieszkań notowane na rynkach pierwotnym i wtórnym w wybranych miastach Polski. Badanie przeprowadzono w latach 2007–2012 w odstępach kwartalnych. Do analizy autorzy wybrali duże miasta Polski o dobrze rozwiniętych rynkach nieruchomości mieszkaniowych. Były to: Warszawa, Kraków, Łódź, Gdańsk, Wrocław, Poznań oraz Szczecin. Zmiany cen w badanym okresie przedstawiono na tle sytuacji mieszkaniowej w poszczególnych miastach. Źródłem zgromadzonych danych był Bank Danych Lokalnych Głównego Urzędu Statystycznego oraz Narodowy Bank Polski.

Słowa kluczowe: rynek mieszkań, ceny mieszkań, modele trendu ze zmiennymi sezonowymi

* Adres e-mail: hozer@wneiz.pl.

** Adres e-mail: alatro@wneiz.pl.

Wprowadzenie

W 2012 roku polska gospodarka znajdowała się w stanie spowolnienia. Mała tempo wzrostu PKB, rosło bezrobocie i inflacja. Niekorzystne zmiany w całej gospodarce odczuwalne były na rynku nieruchomości mieszkaniowych. Zła kondycja ekonomiczna nie sprzyjała nowym inwestycjom. Z drugiej strony niskie wynagrodzenia i brak systemów wspomagających finansowanie budownictwa spowodowały ograniczenie popytu na mieszkania. W konsekwencji na lokalnych rynkach obserwowano korektę cen mieszkań.

W artykule przeanalizowano sytuację na rynku mieszkań w wybranych miastach Polski w latach 2007–2012. Kryterium wyboru miast były stopień rozwinięcia i dynamika rozwoju rynku nieruchomości mieszkalnych. Obszar badawczy stanowiły zatem miasta o największej liczbie mieszkań i największej liczbie rozpoczętych inwestycji: Gdańsk, Kraków, Łódź, Poznań, Szczecin, Warszawa oraz Wrocław.

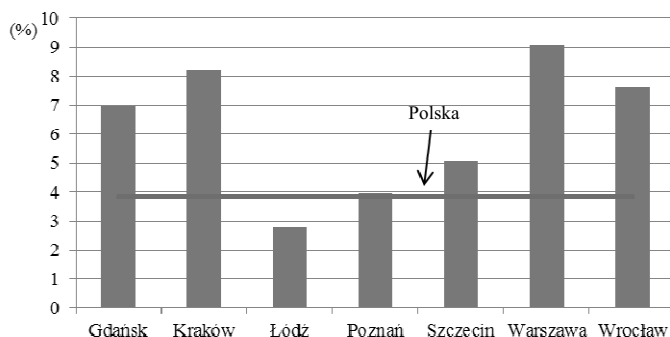
Ekonometryczną analizę cen transakcyjnych mieszkań przedstawiono na tle sytuacji mieszkaniowej wybranych miast. Określono wielkość zasobu mieszkaniowego i jego dynamikę oraz opisano strukturę i dynamikę mieszkań nowo oddawanych. Do opisu kształtowania cen 1 m² lokali mieszkalnych zaproponowano dziewięć postaci analitycznych modeli trendu z wahaniami sezonowymi (lub bez wahań) o stałej lub zmiennej amplitudzie wahań.

1. Analiza sytuacji mieszkaniowej wybranych miast

W Polsce w 2011 roku było 13 495,4 tys. mieszkań. Blisko 18% z nich znajdowało się na terenie miast: Gdańska, Krakowa, Łodzi, Poznania, Szczecina, Warszawy oraz Wrocławia. W 2011 roku w porównaniu do 2007 roku w Polsce zasób mieszkaniowy zwiększył się o 3,9% (rysunek 1). W badanych miastach największy przyrost mieszkań zaobserwowano w Warszawie (ponad 9%), Krakowie (ponad 8%) oraz we Wrocławiu (7,5%). Najmniej mieszkań przybyło w Łodzi – 2,8%.

Od 2009 roku przez dwa kolejne lata w Polsce malała liczba mieszkań nowo oddawanych do użytku. Dopiero 2012 rok przyniósł niewielki wzrost wskaźnika – w Polsce oddano do użytku 152,5 tys. mieszkań.

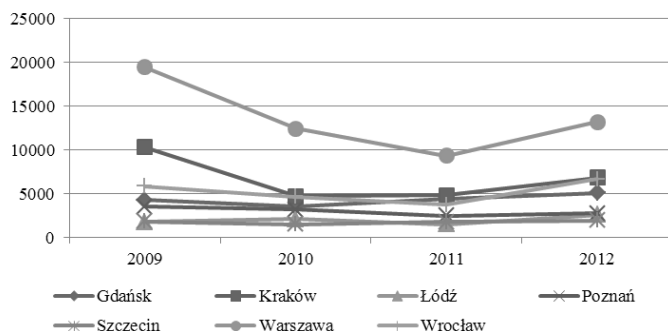
Rysunek 1. Dynamika liczby mieszkań w wybranych miastach na tle Polski w 2011 roku w porównaniu do 2007 roku (%)



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Danych Lokalnych, Główny Urząd Statystyczny, www.stat.gov.pl/bdl (15.05.2013).

W badanych miastach zlokalizowanych było 25% wszystkich nowych inwestycji oddanych do użytku w 2012 roku. Najwięcej mieszkań wybudowano w Warszawie (ponad 13 tys.), najmniej w Szczecinie (niecałe 2 tys.). W latach 2009–2012 na lokalnych rynkach obserwowano analogiczne zmiany liczby mieszkań oddawanych do użytkowania jak w całej Polsce (rysunek 2).

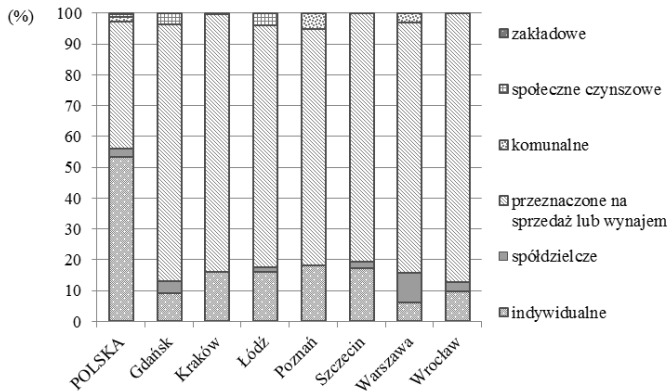
Rysunek 2. Liczba mieszkań oddanych do użytku w wybranych miastach Polski w latach 2009–2012



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Danych Lokalnych, Główny Urząd Statystyczny, www.stat.gov.pl/bdl (15.05.2013).

W Polsce w 2012 roku największym inwestorem nowych mieszkań oddanych do użytku były osoby indywidualne (53% mieszkań). Na drugim miejscu były mieszkania budowane na sprzedaż lub wynajem przez deweloperów (rysunek 3). Dominująca rola inwestora indywidualnego obserwowana była na terenach wiejskich, bowiem w badanych miastach najczęściej oddawane do użytkowania były mieszkania na sprzedaż lub wynajem. Udział tego typu mieszkań wahał się od 76% w Poznaniu, do 87% we Wrocławiu. Zmarginalizowana została, jako inwestora budowlanego, rola spółdzielni mieszkaniowych. W latach 70. XX wieku spółdzielnie były niemal jedynym inwestorem na rynku¹, a w 2012 roku były miasta, w których spółdzielnie mieszkaniowe nie wybudowały żadnego mieszkania (Kraków, Poznań). Również mieszkań budowanych przez towarzystwa budownictwa społecznego było niewiele (mieszkania społeczno-czynszowe), ale to związane było ze zmianami (a właściwie z końcem) finansowania preferencyjnych kredytów dla budownictwa społeczno-czynszowego. Budownictwo indywidualne stanowiło od 6% (Warszawa) do 18% (Poznań) nowo wybudowanych mieszkań w 2012 roku.

Rysunek 3. Struktura mieszkań oddanych do użytku według inwestorów w wybranych miastach i Polsce w 2012 roku

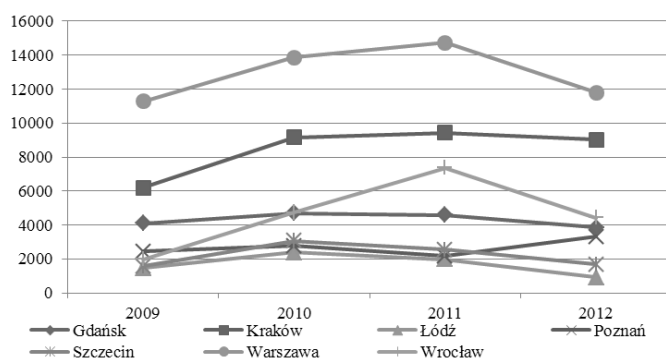


Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Danych Lokalnych, Główny Urząd Statystyczny, www.stat.gov.pl/bdl (15.05.2013).

¹ I. Foryś, A. Gdakowicz, *Spółdzielcze zasoby mieszkaniowe w dobie zmian ustrojowych*, w: *Wybrane problemy gospodarowania nieruchomościami*, red. J. Hozer, Katedra Ekonometrii i Statystyki, Instytut Analiz, Diagnoz i Prognoz Gospodarczych, Szczecin 2001; A. Gdakowicz, *Badanie koniunktury na rynku lokali mieszkalnych w Szczecinie w latach 1997–2006*, rozprawa doktorska, maszynopis, Szczecin 2008.

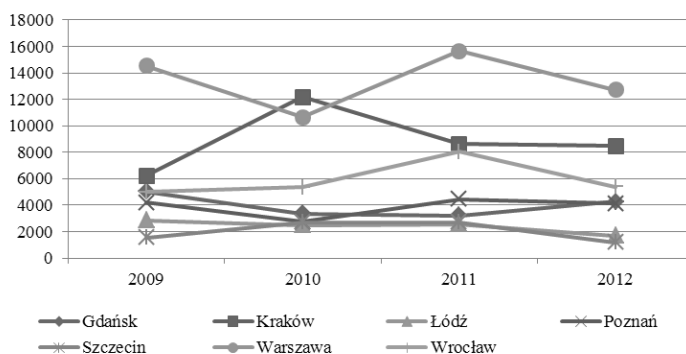
Przez ostatnie kilka lat liczba mieszkań, których budowę rozpoczęto, wzrastała (rysunek 4). W 2012 roku zanotowano zmniejszenie liczby rozpoczętych inwestycji zarówno w Polsce, jak i w wybranych miastach (z wyjątkiem Poznania). Takie zachowania deweloperów mogą świadczyć o ich niepewności, czy wybudowane mieszkania znajdą nabywców.

Rysunek 4. Liczba mieszkań, których budowę rozpoczęto w wybranych miastach Polski w latach 2009–2012



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Danych Lokalnych, Główny Urząd Statystyczny, www.stat.gov.pl/bdl (15.05.2013).

Rysunek 5. Liczba mieszkań, na których budowę wydano pozwolenie w wybranych miastach Polski w latach 2009–2012



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Banku Danych Lokalnych, Główny Urząd Statystyczny, www.stat.gov.pl/bdl (15.05.2013).

Analizując liczbę przyszłych inwestycji, należy uwzględnić również liczbę wydanych pozwoleń na budowę. W wybranych miastach (oraz w Polsce) w 2012 roku w porównaniu do roku poprzedniego zanotowano spadek tego wskaźnika (rysunek 5). Sytuacja ta potwierdza wcześniejsze spostrzeżenie, że deweloperzy z uwagą przypatrywali się rynkowi i ostrożnie planowali kolejne inwestycje.

2. Ceny transakcyjne 1 m² mieszkań w wybranych miastach

Zestawiono przeciętne ceny transakcyjne 1 m² lokali mieszkalnych notowanych na rynkach pierwotnym i wtórnym w wybranych miastach Polski. Badanie przeprowadzono w latach 2007–2012 w odstępach kwartalnych. Obrót pierwotny dotyczy wszystkich nieruchomości, które w wyniku czynności prawnych uzyskały status nieruchomości mogącej być przedmiotem obrotu. Obrót wtórny rozpoczyna się wtedy, kiedy pierwotny nabywca zaoferuje nieruchomość do sprzedaży na rynku².

Cena transakcyjna 1 m² mieszkania na rynku pierwotnym w analizowanym okresie malała (rysunek 6). W większości miast w latach 2007 i 2008 obserwowano niewielki wzrost cen 1 m², natomiast w kolejne okresach odnotowywano ich systematyczny spadek. Odmiennie kształtowała się cena jedynie w Poznaniu – w pierwszych latach analizy cena 1 m² spadała, a jej wzrost zanotowano w roku 2011, jednak w roku 2012 cena ponownie uległa zmniejszeniu.

Do najdroższych miast w badanym okresie należały Warszawa i Kraków. Przeciętnie za 1 m² nowego mieszkania w Warszawie trzeba było zapłacić od 8,6 tys. zł w pierwszym i drugim kwartale 2008 roku do 6,5 tys. zł w czwartym kwartale 2012 roku. W Krakowie ceny były niewiele niższe i wynosiły od 6,2 tys. zł na początku 2008 roku do 8 tys. zł na koniec 2012 roku.

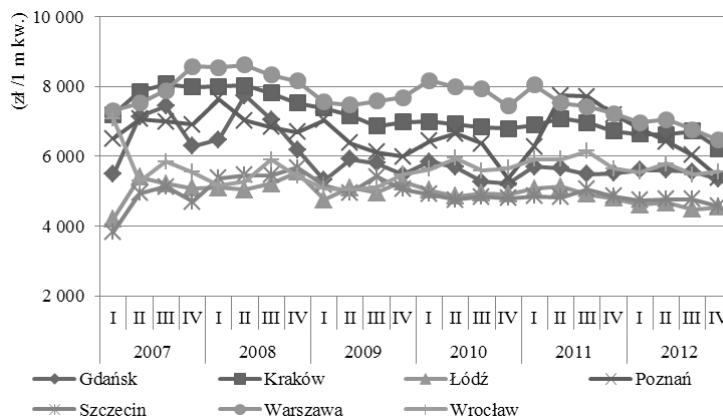
Do najtańszych miast ze względu na cenę 1 m² mieszkania na rynku pierwotnym zaliczono Szczecin oraz Łódź. W obu miastach ceny w badanym okresie kształtowały się na podobnym poziomie – od około 4 tys. zł w na początku 2007 roku, do około 5,5 tys. zł w czwartym kwartale 2008 roku.

W badanym okresie zmniejszyła się rozpiętość pomiędzy minimalną a maksymalną ceną 1 m² w wybranych miastach. W pierwszym kwartale 2007

² A. Pawlikowska-Piechotka, *Gospodarka nieruchomościami*, PCB, Warszawa 1999.

roku różnica sięgała 3,5 tys. zł, natomiast w czwartym kwartale 2012 roku zmniejszyła się do 1,9 tys. zł.

Rysunek 6. Ceny transakcyjne 1 m² mieszkania na rynku pierwotnym w wybranych miastach w latach 2007–2012



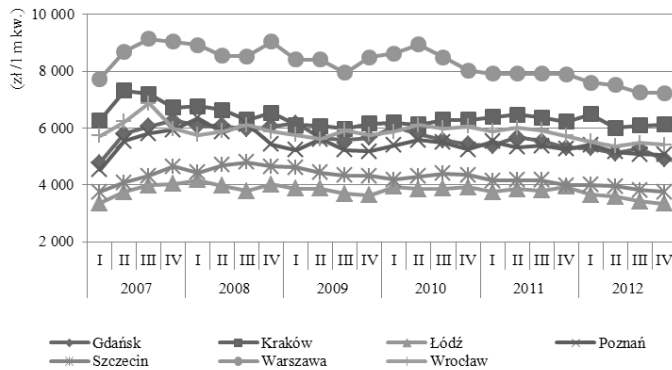
Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Informacja o cenach mieszkań i sytuacji na rynku nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce*, NBP, Warszawa 2013.

Przeciętne ceny transakcyjne 1 m² mieszkania na rynku wtórnym były niższe niż przeciętne ceny 1 m² mieszkań nowo oddawanych do użytku. Wyjątkiem były Warszawa i Wrocław, w których droższe były mieszkania na rynku wtórnym.

Tendencja zmiany cen 1 m² na rynku wtórnym we wszystkich analizowanych miastach była podobna – w początkowym okresie ceny rosły, osiągając maksimum na przełomie 2007 i 2008 roku, a następnie z kwartału na kwartał notowano spadek przeciętnych cen.

Na rynku wtórnym w badanym okresie najwyższe ceny osiągały mieszkania w Warszawie. Najtaniej można było kupić mieszkanie w Łodzi oraz Szczecinie. Rozpiętość pomiędzy najdroższym a najtańszym miastem wynosiła od 5,1 tys. zł za 1 m² w trzecim kwartale 2007 roku, do 3,8 tys. zł na koniec 2012 roku.

Rysunek 7. Ceny transakcyjne 1 m² mieszkania na rynku wtórnym w wybranych miastach w latach 2007–2012



Źródło: opracowanie własne na podstawie: *Informacja o cenach mieszkań i sytuacji na rynku nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce*, NBP, Warszawa 2013.

3. Analiza tendencji rozwojowej oraz sezonowości cen transakcyjnych 1 m² mieszkania w wybranych miastach

Do analizy dynamiki cen 1 m² mieszkań notowanych na rynku pierwotnym oraz wtórnym w wybranych miastach Polski (14 zmiennych) zaprezentowanych na rysunkach 6 i 7 zaproponowano dziewięć modeli trendu uwzględniających (bądź nie) wahania sezonowe³.

1. Model trendu liniowego:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + u_t \quad (1)$$

gdzie:

y_t – zmienna objaśniana,
 α_0, α_1 – parametry strukturalne,

³ Przegląd metod stosowanych w artykule, zawierają na przykład prace: B. Batóg, I. Foryś, *Prognozowanie zużycia ciepłej i zimnej wody w spółdzielczych zasobach mieszkaniowych*, w: *Metody ilościowe w ekonomii*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2009, nr 2; *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, red. M. Cieślak, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002; S. Gnat, *Prognozowanie dochodów ze sprzedaży tygodników lokalnych – wybrane podejścia*, w: *Metody ilościowe w ekonomii*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2008, nr 2; *Ekonometria*, red. J. Hozer, Katedra Ekonometrii i Statystyki – Stowarzyszenie Pomoc i Rozwój, Szczecin 1997; A. Zeliaś, *Teoria prognozy*, PWE, Warszawa 1997.

t – zmienna czasowa,
 u_t – składnik losowy.

2. Model trendu liniowego z wahaniami sezonowymi o stałej amplitudzie:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{k=1}^{m-1} d_{0k} Q_{kt} + u_t \quad (2)$$

gdzie:

d_{0k} ($k = 1, 2, \dots, m-1$) – parametry strukturalne,
 m – liczba podokresów (kwartałów),
 Q_{kt} – zmienne zero-jedynkowe.

Model (2) jest szacowany przy założeniu, że $\sum_{k=1}^m d_{0k} = 0$, czyli $d_{0m} = -\sum_{k=1}^{m-1} d_{0k}$. Parametry przy zmiennych sezonowych Q_{kt} informują o tym, o ile poziom zjawiska różni się w danym kwartale od poziomu trendu.

3. Model trendu liniowego z wahaniami sezonowymi o liniowo zmieniającej się amplitudzie:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \sum_{k=1}^{m-1} d_{0k} Q_{kt} + \sum_{k=1}^{m-1} d_{1k} t Q_{kt} + u_t \quad (3)$$

Model (3) jest szacowany przy dodatkowym założeniu, że $\sum_{k=1}^m d_{1k} = 0$, czyli analogicznie: $d_{1m} = -\sum_{k=1}^{m-1} d_{1k}$. W modelach z liniowo zmieniającą się sezonowością amplituda wahań nie jest stała (jej zmiany w czasie są liniowe). Modele te często cechują się lepszymi wartościami kryteriów dopasowania do wartości empirycznych, ale ich wadą jest to, że parametry przy zmiennych sezonowych nie poddają się prostej interpretacji.

4. Model trendu w postaci funkcji kwadratowej:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + u_t \quad (4)$$

gdzie:

t^2 – kwadrat zmiennej czasowej,
 α_2 – parametr strukturalny.

5. Model trendu w postaci funkcji kwadratowej z wahaniami sezonowymi o stałej amplitudzie:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \sum_{k=1}^{m-1} d_{0k} Q_{kt} + u_t \quad (5)$$

6. Model trendu w postaci funkcji kwadratowej z wahaniami sezonowymi o liniowo zmieniającej się amplitudzie:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 t^2 + \sum_{k=1}^{m-1} d_{0k} Q_{kt} + \sum_{k=1}^{m-1} d_{1k} t Q_{kt} + u_t \quad (6)$$

7. Model trendu logarytmicznego:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln t + u_t \quad (7)$$

8. Model trendu logarytmicznego z wahaniami sezonowymi o stałej amplitudzie:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln t + \sum_{k=1}^{m-1} d_{0k} Q_{kt} + u_t \quad (8)$$

9. Model trendu logarytmicznego z wahaniami sezonowymi o liniowo zmieniającej się amplitudzie:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln t + \sum_{k=1}^{m-1} d_{0k} Q_{kt} + \sum_{k=1}^{m-1} d_{1k} t Q_{kt} + u_t \quad (9)$$

W badaniu empirycznym oszacowano modele (1)–(9) dla cen transakcyjnych 1 m² lokalu mieszkalnego notowanych w wybranych siedmiu miastach Polski na rynkach pierwotnym i wtórnym (126 modeli). Szeregi czasowe obejmowały okres od pierwszego kwartału 2007 roku do czwartego kwartału 2012 roku (dane kwartalne). Wyboru najlepszej postaci analitycznej modelu dla zmiennych objaśnianych dokonano ze względu na współczynnik determinacji R². W tabelach 1 i 2 przedstawiono wartości współczynnika determinacji wyznaczone dla modeli cen 1 m² mieszkań notowanych na rynkach pierwotnym i wtórnym badanych miast.

Tabela 1. Wartości współczynnika determinacji (%)
wyznaczone dla modeli trendu ceny 1 m² mieszkania na rynku pierwotnym

| Miasto | Model | | | | | | | | |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|--------------|-------|-------|--------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| Gdańsk | 42,07 | 55,24 | 69,89 | 44,52 | 57,94 | 75,17 | 32,36 | 46,72 | 70,06 |
| Kraków | 75,08 | 76,93 | 79,69 | 75,10 | 76,96 | 80,30 | 55,28 | 57,74 | 80,40 |
| Łódź | 18,11 | 32,11 | 55,55 | 40,11 | 53,83 | 66,80 | 2,96 | 15,32 | 69,88 |
| Poznań | 9,07 | 21,48 | 24,57 | 9,07 | 21,48 | 24,73 | 6,82 | 19,36 | 24,79 |
| Szczecin | 4,42 | 13,89 | 26,26 | 30,18 | 39,17 | 44,74 | 0,86 | 8,45 | 69,60 |
| Warszawa | 42,15 | 42,17 | 54,98 | 64,32 | 64,35 | 68,67 | 15,11 | 16,22 | 71,10 |
| Wrocław | 0,52 | 3,71 | 21,16 | 10,77 | 14,43 | 29,86 | 5,17 | 8,01 | 54,81 |

* Boldem oznaczono maksymalne wartości dla badanych miast.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Wartości współczynnika determinacji (%)
wyznaczone dla modeli trendu ceny 1 m² mieszkania na rynku wtórnym

| Miasto | Model | | | | | | | | |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|--------------|-------|-------|--------------|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| Gdańsk | 32,53 | 33,57 | 51,19 | 54,33 | 55,22 | 62,97 | 7,82 | 8,64 | 79,17 |
| Kraków | 31,75 | 32,69 | 45,99 | 45,61 | 43,68 | 63,09 | 35,42 | 36,95 | 57,25 |
| Łódź | 15,96 | 17,96 | 28,97 | 43,73 | 45,86 | 48,28 | 1,76 | 3,25 | 57,99 |
| Poznań | 15,17 | 18,53 | 33,77 | 21,24 | 24,39 | 35,53 | 2,63 | 6,09 | 49,64 |
| Szczecin | 28,25 | 33,40 | 49,00 | 65,81 | 70,74 | 74,32 | 4,20 | 7,80 | 88,71 |
| Warszawa | 54,16 | 57,33 | 67,22 | 69,45 | 72,58 | 76,13 | 25,40 | 28,24 | 79,62 |
| Wrocław | 30,67 | 47,30 | 63,40 | 33,64 | 50,02 | 64,37 | 21,12 | 38,62 | 63,42 |

* Boldem oznaczono maksymalne wartości dla badanych miast.

Źródło: obliczenia własne.

Funkcją trendu najlepiej opisującą kształtowanie ceny transakcyjnej 1 m² lokalu mieszkalnego była funkcja trendu logarytmicznego z wahaniami sezonowymi o liniowo zmieniającej się amplitudzie. Tylko w trzech przypadkach lepsza była funkcja trendu kwadratowego z wahaniami sezonowymi o liniowo zmieniającej się amplitudzie. Tak było w przypadku rynku pierwotnego w Gdańsku i na rynku wtórnym – w Krakowie i we Wrocławiu. Wszystkie badane zmienne najlepiej były opisywane przez modele trendu z wahaniami sezonowymi o liniowo zmieniającej się amplitudzie. Wskazuje to na zmieniającą się (malejącą) amplitudę wahań cen transakcyjnych. Najwyższe dopasowanie funkcji trendu zanotowano w Szczecinie na rynku wtórnym (88,71%), Krakowie na rynku pierwotnym (80,40%) oraz Gdańsku i Warszawie na rynku wtórnym

(79,17% i 79,62%). Najstąbiej dopasowane były funkcje trendu dla cen transakcyjnych na rynkach pierwotnym i wtórnym w Poznaniu (24,79% i 49,64%).

W tabeli 3 zestawiono istotne parametry w oszacowanych funkcjach trendu najlepiej aproksymujących badane zmienne.

Tabela 3. Istotne parametry funkcji trendu najlepiej opisujące cenę transakcyjną 1 m² na rynkach pierwotnym i wtórnym w wybranych miastach

| Miasto | Rynek pierwotny | Rynek wtórny |
|----------|--|--|
| Gdańsk | $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$ | $\alpha_0, \alpha_1, d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ |
| Kraków | $\alpha_0, d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ | $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, d_{01}, d_{11}$ |
| Łódź | $\alpha_0, \alpha_1, d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ | $\alpha_0, \alpha_1, d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ |
| Poznań | α_0 | $\alpha_0, \alpha_1, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ |
| Szczecin | $\alpha_0, \alpha_1, d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ | $\alpha_0, \alpha_1, d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ |
| Warszawa | $\alpha_0, \alpha_1, d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ | $\alpha_0, \alpha_1, d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ |
| Wrocław | $\alpha_0, \alpha_1, d_{11}, d_{12}, d_{13}, d_{14}$ | α_0, d_{03} |

Źródło: obliczenia własne.

W modelach trendu uznanych za najlepiej opisujące kształtowanie się ceny transakcyjnej 1 m² lokalu mieszkalnego w wybranych miastach najczęściej parametrami istotnymi były parametr wolny, parametr kierunkowy oraz zmienne d_{1k} stojące przy zmiennych zero-jedynkowych tQ_{kt} . Inaczej było w trzech przypadkach: w Gdańsku na rynku pierwotnym oraz w Krakowie i Wrocławiu na rynku wtórnym (Poznań pominięto ze względu na niskie dopasowanie oszacowanych funkcji trendu). Tylko dla ceny 1 m² na rynku wtórnym w Krakowie parametry zmiennych zero-jedynkowych z tego samego okresu były istotne. Świadczy to o istotnym odchyleniu ceny od funkcji trendu w pierwszych kwartałach badanych lat.

Podsumowanie

W 2012 roku rynek mieszkań, podobnie jak cała gospodarka, znajdował się w stanie stagnacji. Rosnące bezrobocie oraz brak bezpieczeństwa finansowego gospodarstw domowych spowodowały spadek zdolności kredytowej potencjalnych nabywców lokali mieszkalnych. Dodatkowo, niekorzystny wpływ

na możliwość zakupu mieszkania miały wygasające programy rządowe, jak na przykład „Rodzina na swoim”. Również banki były bardzo ostrożne w udzielaniu nowych kredytów mieszkaniowych dla osób indywidualnych.

Brak źródeł finansowania na lokalnych rynkach nieruchomości mieszkaniowych doprowadził do korekty cen 1 m² mieszkań. Obniżano ceny nowych mieszkań na rynku pierwotnym, ale także spadały ceny mieszkań na rynku wtórnym. Tendencja spadkowa cen oraz obserwowane duże ich zróżnicowanie w poszczególnych okresach znalazły potwierdzenie w oszacowanych modelach trendu. Najlepszym dopasowaniem charakteryzowały się modele trendu logarytmicznego z wahaniami sezonowymi o liniowo zmieniającej się amplitudzie oraz modele trendu w postaci funkcji kwadratowej z wahaniami sezonowymi o liniowo zmieniającej się amplitudzie.

Trudności ze sprzedażą już wybudowanych mieszkań oraz niepewność co do przyszłych możliwości nabywczych gospodarstw domowych skłoniły deweloperów do ostrożniejszego planowania inwestycji (malejąca liczba wydanych pozwoleń na budowę).

Spadek cen mieszkań wynikał również z obniżenia optymizmu na rynku nieruchomości mieszkaniowych – ceny nieruchomości gruntowych nie malały.

Literatura

- Bank Danych Lokalnych, Główny Urząd Statystyczny, www.stat.gov.pl/bdl (15.05.2013).
- Batóg B., Foryś I., *Prognozowanie zużycia ciepłej i zimnej wody w spółdzielczych zasobach mieszkaniowych*, w: *Metody ilościowe w ekonomii*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2009, nr 2.
- Ekonometria*, red. J. Hozer, Katedra Ekonometrii i Statystyki – Stowarzyszenie Pomoc i Rozwój, Szczecin 1997.
- Foryś I., Gdakowicz A., *Spółdzielcze zasoby mieszkaniowe w dobie zmian ustrojowych*, w: *Wybrane problemy gospodarowania nieruchomościami*, red. J. Hozer, Katedra Ekonometrii i Statystyki, Instytut Analiz, Diagnoz i Prognoz Gospodarczych, Szczecin 2001.
- Gdakowicz A., *Badanie koniunktury na rynku lokali mieszkalnych w Szczecinie w latach 1997–2006*, rozprawa doktorska, maszynopis, Szczecin 2008.
- Gnat S., *Prognozowanie dochodów ze sprzedaży tygodników lokalnych – wybrane podejścia*, w: *Metody ilościowe w ekonomii*, „Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania Uniwersytetu Szczecińskiego” 2008, nr 2.

Informacja o cenach mieszkań i sytuacji na rynku nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych w Polsce, NBP, Warszawa 2013.

Pawlikowska-Piechotka A., *Gospodarka nieruchomościami*, PCB, Warszawa 1999.

Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania, red. M. Cieślak, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002.

Zeliaś A., *Teoria prognozy*, PWE, Warszawa 1997.

THE ANALYSIS OF PRIMARY AND RE-SALE MARKET PRICES OF FLATS IN SEVERAL POLISH CITIES

Abstract

In the article the authors analyse the primary and secondary market price of 1 m² of flats in selected Polish cities. The analysis covers the offered and transaction prices as well. The survey was conducted on a quarterly basis in the span of 2007–2012.

For their analysis the authors have chosen large Polish cities with well established real estate markets, such as Warsaw, Krakow, Łódź, Gdańsk, Wrocław, Poznań and Szczecin. The price changes are presented in the context of a housing situation in those cities. The data come from the Local Data Bank of the Central Statistical Office (GUS) and from the Polish National Bank (Narodowy Bank Polski).

Keywords: real estate market, prices of flats, trend models with seasonal dummy variables

Kody JEL: C29, E31

Translated by Anita Lichosik-Zdrojewska