

Kształtowanie się cen nieruchomości w Koninie w latach 2008–2013. Opis prawidłowości i ocena możliwości trafnej predykcji na podstawie klasycznego modelu regresji

Dorota Wiśniewska*

Streszczenie: Celem artykułu jest prezentacja prawidłowości w kształtowaniu się cen lokali mieszkaniowych na rynku wtórnym w latach 2008–2013 w Koninie oraz, co ważniejsze, ocena możliwości trafnej predykcji cen na podstawie klasycznego modelu regresji. Realizując ten cel, przeprowadzono analizę zmian w zakresie kształtowania się średnich cen za metr kwadratowy lokalu w badanym okresie i przeprowadzono statystyczną analizę zależności tych cen od wartości zmiennych jakościowych, stanowiących cechy nieruchomości. Następnie skonstruowano modele liniowe względem parametrów, by ustalić i ocenić jakość prognoz cen mieszkań będących przedmiotem kupna–sprzedaży w transakcjach w 2013 roku. Stosując dwie odmienne procedury ustalania zakresu obserwacji, na podstawie których szacowany jest model wyceny, ustalono, czy warto ten zakres rozszerzać poza wskazywany w standardach wyceny nieruchomości. Wyniki wskazują, że rynek lokali mieszkaniowych w Koninie charakteryzuje się silnymi i stabilnymi prawidłowościami w zakresie kształtowania się cen, dzięki czemu jakość prognoz ekonometrycznych jest wysoka. Co ważne, nie udało się podważyć zasady porównawczego nakazującej rzeczoznawcom ograniczenie analizy do transakcji zawartych nie później niż dwa lata przed momentem sporządzania wyceny. Poprawa mierników jakości prognoz, uzyskana poprzez zwiększanie zakresu czasowego próby, z praktycznego punktu widzenia okazała się mało znacząca.

Słowa kluczowe: determinanty cen lokalu mieszkaniowego, wycena nieruchomości, ekonometryczny model wyceny

Wprowadzenie

Wartość rynkowa nieruchomości jest przedmiotem szczególnego zainteresowania nie tylko rzeczoznawców czy agentów nieruchomości, lecz także ogromnej rzeszy potencjalnych nabywców lub sprzedawców. Wśród metod szacowania wartości rynkowej wyróżnia się metodę analizy statystycznej, której zasady stosowania nie są jednoznacznie określone w standardach wyceny ani innych regulacjach. Fakt ten może sprzyjać zróżnicowaniu stosowanych w praktyce procedur i narzędzi, ale w rzeczywistości sprawia, że metody te są w ograniczony sposób stosowane w praktyce wyceny.

W niniejszym artykule postanowiono zrealizować dwa główne cele. Po pierwsze, opisać prawidłowości w kształtowaniu się cen mieszkań na rynku wtórnym w latach 2008–2013

* dr Dorota Wiśniewska, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, e-mail: dorota.wisniewska@ue.poznan.pl

w Koninie, w tym pokazać, czy zmiany średniego poziomu cen jednostkowych (czyli za m²) odzwierciedlają skutki kryzysu finansowego i związany z nim fakt wprowadzenia rekomendacji Komisji Nadzoru Finansowego w zakresie polityki ostrożnościowej banków. Rekomendacje te, dotyczące dobrych praktyk w zakresie zarządzania kredytami zabezpieczonymi hipotecznie („S”) i dobrych praktyk w zakresie zarządzania ryzykiem detalicznych ekspozycji kredytowych („T”), w powszechnej opinii miały wpływ na osłabienie strony popytowej rynku nieruchomości. W ramach realizacji pierwszego celu przeprowadzono również statystyczną analizę zależności średniej ceny jednostkowej od jakościowych charakterystyk nieruchomości.

Po drugie, ocenić możliwości trafnej predykcji cen mieszkań na rynku wtórnym w Koninie w 2013 roku na podstawie klasycznego modelu ekonometrycznego (liniowego względem parametrów). Realizując ten cel, postanowiono jednocześnie zweryfikować hipotezę, że na jakość prognoz ma wpływ zakres czasowy obserwacji (a zatem i liczba obserwacji), na podstawie których będzie skonstruowany model prognostyczny. W szczególności autorka przypuszcza, że w przypadku prognozy ekonometrycznej nie jest uzasadniona znana i stosowana przez rzeczoznawców zasada podejścia porównawczego – zgodnie z nią historyczne informacje o cenie i cechach nieruchomości mogą zostać wykorzystane do wyceny pod warunkiem, że nieruchomości te były przedmiotem sprzedaży w okresie poprzedzającym nie dłużej niż o dwa lata datę sporządzanej wyceny.

W roli zmiennych objaśniających ceny mieszkań, oprócz zmiennych reprezentujących cechy¹ lokali mieszkaniowych, postanowiono wprowadzić również zmienną charakteryzującą okres zawarcia transakcji (na wzór zmiennej czasowej). Dodatkowo postanowiono rozważyć zarówno liniową, jak i nieliniową zależność ceny od powierzchni.

Przedstawienie wyników badania ma również na celu wywołanie dyskusji nad tym, czy zakres i popularność stosowania metody analizy statystycznej do wyceny nieruchomości są obecnie wystarczające.

1. Metody statystyczne i ekonometryczne w szacowaniu wartości rynkowej nieruchomości

Wartość rynkowa nieruchomości jest rozumiana² jako najbardziej prawdopodobna cena możliwa do uzyskania na rynku (w dniu, na który jest sporządzana wycena³), zakładając,

¹ Choć niektórzy wyraźnie podkreślają odmienne znaczenie terminu „cecha nieruchomości” od terminu „atribut nieruchomości” (ten pierwszy dotyczy obiektywnych charakterystyk, takich jak piętro, metraż, a temu drugiemu przypisuje się bardziej subiektywny charakter – odnosi się np. do standardu lokalu czy stanu technicznego budynku), w niniejszym artykule przez określenie „cecha nieruchomości” będą rozumiane zarówno cechy obiektywne, jak i atrybuty nieruchomości.

² Zgodnie z art. 15 ust. 1 Ustawy z 21 sierpnia 1997 r. o gospodarce nieruchomościami, DzU 2010, nr 102, poz. 651.

³ Zgodnie z KSWP 1 (Krajowy Standard Wyceny Podstawowy) dostępny na stronie www.pfsrcm.pl/sites/default/files/KSWP_1.pdf (25.08.2014).

że nieruchomość może być sprzedana, strony umowy kupna działają bez przymusu i niezależnie. Wycena rynkowa powinna zatem stanowić odzwierciedlenie aktualnych prawidłowości kształtowania się cen rynkowych. Jednym z podejść do ustalania wartości rynkowej jest podejście porównawcze polegające na tym, że podstawą wyceny są ceny transakcyjne nieruchomości podobnych do nieruchomości wycenianej. Zastosowanie tego podejścia wymaga znajomości wpływu cech nieruchomości na cenę (Wilkowska-Kołakowska 2012: 31), co oczywiście otwiera drogę do stosowania w tym obszarze narzędzi statystycznych i ekonometrycznych.

Szczegółowe zasady podejścia porównawczego określa⁴ nota interpretacyjna „Zastosowanie podejścia porównawczego w wycenie nieruchomości”⁵. Zgodnie z nią informacje o cenie i cechach nieruchomości podobnych do nieruchomości wycenianej mogą zostać wykorzystane pod warunkiem, że nieruchomości były przedmiotem sprzedaży w okresie poprzedzającym nie dłużej niż o dwa lata datę wyceny. W ramach podejścia porównawczego rozróżnia się trzy metody szacowania: metodę porównywania parami, metodę korygowania ceny średniej i metodę analizy statystycznej. Niestety, wspomniana nota w szczegółach opisuje zasady stosowania tylko dwóch pierwszych⁶. Metoda analizy statystycznej jest wciąż najmniej uregulowaną metodą analizy porównawczej i w odniesieniu do niej nie powstały konkretne standardy zawodowe (Dydenko red. 2006: 305; Hozer red. 2006: 66), przez co jest rzadko stosowana i niektórzy uważają ją za metodę martwą (Pawlukowicz 2012: 84).

O ile stosowanie tych najbardziej uregulowanych metod podejścia porównawczego jest możliwe, gdy są dostępne informacje o cenach zaledwie kilku porównywalnych przedmiotów wyceny i jednocześnie stosowanie ich towarzyszy wycenom indywidualnym, o tyle metodę analizy statystycznej szacowania wartości rynkowej można określić jako metodę wyceny masowej (zob. Sawiłow 2010). Zaleca się jej stosowanie w przypadku, gdy rzeczoznawca ma wycenić jednocześnie wiele nieruchomości (np. na potrzeby ustalenia wartości katastralnej) i proces ten staje się dużo krótszy i tańszy, jeżeli zostanie zastosowany konkretny algorytm wyceny (Hozer red. 2006: 261–269). Wartość nieruchomości określa się wówczas na podstawie modelu opisującego zależności między cechami (lub atrybutami) nieruchomości a ich cenami i ze względu na własności estymatorów parametrów powinna być preferowana duża liczebność próby. W rzeczywistości do badania zależności stosuje się wiele różnorodnych metod⁷, które, jak pokazują badania, nie zawsze dają takie same efekty (Czaja, Ligas 2010). Edward Sawiłow pisze, że modele stosowane w wycenie powinny być proste, reprezenta-

⁴ Obecnie jedynym standardem zawodowym obowiązującym na podstawie ustawy o gospodarce nieruchomościami wszystkich rzeczoznawców majątkowych jest ogłoszony Komunikatem Ministra Infrastruktury z 4 stycznia 2010 r. standard zawodowy rzeczoznawców majątkowych „Wycena dla zabezpieczenia wiarygodności” (DzUrz Min. Infrastruktury, 2010, nr 1, poz. 1). Powszechne Krajowe Zasady Wyceny (PKZW) opracowane przez Polską Federację Stowarzyszeń Rzeczoznawców Majątkowych są obecnie tylko zalecane rzeczoznawcom majątkowym. Za: Informacja Komisji (2014).

⁵ Nota NI 1 została uchwalona przez Radę Krajową PFSRM w grudniu 2008 r. i włączona jako Nota Interpretacyjna do zbioru PKZW. Od 1 stycznia 2009 r. zalecana jest do stosowania. Dostępna na stronie: www.pfsm.pl/standardy.

⁶ Zasady te przedstawiono również w pracy Wilkowskiej-Kołakowskiej (2012).

⁷ Niektóre z nich przypomniano w pracy Ligasa (2010: 49–62).

tywne dla lokalnego rynku nieruchomości i w praktyce najczęściej stosowany jest liniowy model regresji wielorakiej (2010: 22–23). Nie jest to jednak powszechna opinia – Józef Hozer w publikacjach poleca bardziej skomplikowane postacie, wskazując niedoskonałości modeli liniowych (np. Hozer red. 2006: 261–270). Obok modeli liniowych z wieloma zmiennymi stosuje się zatem również inne postacie analityczne. Najczęściej są to modele wykładnicze, nazywane też log-liniowymi funkcjami regresji (Trojanek 2010a, 2010b, 2012, 2013). Stosuje się również model potęgowy (Barańska 2010) oraz modele dynamiczne, których parametry są częściowo kalibrowane (Hozer red. 2006). Zmienną objaśnianą w tych modelach jest cena nieruchomości lub cena jednostkowa (czyli za m²), a zmiennymi objaśniającymi są cechy nieruchomości. W modelach próbuje się również uwzględnić wpływ czasu na cenę poprzez wprowadzenie zmiennej czasowej. Zdarza się, że estymowane są również różnego rodzaju modele segmentowe, w których dopuszcza się zmienność wyrazu wolnego w czasie – taka postać modelu często jest przyjmowana w ramach estymacji tzw. modeli regresji hedonicznej wykorzystywanych do tworzenia bardziej adekwatnych indeksów zmian cen (Trojanek 2010a).

Charakterystyczną cechą wielu modeli opisujących zależności na rynku nieruchomości jest wykorzystanie do ich szacowania obserwacji z krótkiego przedziału czasowego (nawet z jednego kwartału), co jest przejawem dostosowania się do wspomnianej powyżej noty interpretacyjnej. Jacek Zyga (2012) pisze, że zdecydowana większość przypadków szacowania wartości nieruchomości ma charakter oceny migawkowej przypisującej wynik oszacowania do konkretnej daty – do szacowania wykorzystuje się stan wiedzy o rynku w wąskim okresie bezpośrednio poprzedzającym datę wyceny lub badania sięgające do najbliższej historii danego rynku i podejmujące próbę predykcji jego zachowań poprzez wprowadzenie trendu cen. Tymczasem ekonometrykowi takie ograniczenie nakładane na obserwacje może wydawać się nieuzasadnione. Bywa, że relacje między cechami nieruchomości i ich cenami pozostają stabilne i zwiększanie liczebności próby przyczynia się do zwiększenia precyzji szacunków (zakładając, że estymator jest zgodny).

Choć na potrzeby wyceny dokonywanej przez rzeczoznawcę do konstrukcji modeli wyceny powinny być wykorzystywane tylko ceny transakcyjne, w rzeczywistości powstaje sporo opracowań, w których do badania wpływu poszczególnych cech nieruchomości na wartość posłużono się cenami ofertowymi (Trojanek 2010a, 2010b, 2012). Chociaż zbieranie takich niedoskonałych danych jest czasochłonne, badacze decydują się na to, próbując w ten sposób zgromadzić możliwie pełen zakres przydatnych informacji dotyczących cech i atrybutów nieruchomości. W rzeczywistości wciąż napotyka się bowiem problem dostępności pełnych danych (Trojanek 2013: 64), mimo że od kilku lat prowadzi się prace nad stworzeniem systemu rejestru cen i wartości nieruchomości. Prace te zostały podjęte, gdyż w paragrafie 74 Rozporządzenia Ministra Rozwoju Regionalnego i Budownictwa z 29 marca 2001 roku w sprawie ewidencji gruntów i budynków nałożono na starostów obowiązek prowadzenia takiego rejestru cen i nieruchomości, określonych w aktach notarialnych, oraz wartości nieruchomości określanych przez rzeczoznawców majątkowych w operatach szacunkowych. W 2013 roku dostępność zgromadzonych danych była zróżnicowana lokalnie, np. we

Wrocławiu dostępne online, w Warszawie możliwe tylko przepisywanie z kart, które zawierają najważniejsze informacje spisane z aktów notarialnych (Trojanek 2013: 65). Sytuacja powinna jednak ulec poprawie – 17 stycznia 2013 roku zostało uchwalone Rozporządzenie Rady Ministrów w sprawie zintegrowanego systemu informacji o nieruchomości. Nałożono w nim na organa administracji rządowej i samorządowej obowiązek utworzenia i prowadzenia systemu teleinformatycznego, który usprawni procesy pozyskiwania i wymiany danych gromadzonych w różnych rejestrach publicznych. Pełne wdrożenie systemu ma potrwać trzy i pół roku (SRMWW 2013: 70).

Dzięki udostępnieniu danych zgromadzonych przez rzeczoznawców⁸ Powiatowego Ośrodka Geodezji i Kartografii w Koninie możliwa stała się analiza prawidłowości w kształtowaniu się cen transakcyjnych mieszkań na rynku wtórnym w tym mieście i ocena możliwości trafnej predykcji cen na podstawie modelu ekonometrycznego.

2. Prezentacja i wstępna analiza danych

Analizie poddano dane dotyczące 1194 transakcji sprzedaży lokali mieszkalnych na rynku wtórnym w Koninie, mających miejsce w latach 2008–2013. Dane te obejmowały datę transakcji, cenę transakcyjną mieszkania, cenę jednostkową (czyli za m²), powierzchnię, piętro, na którym znajdował się lokal, standard lokalu, stan techniczny budynku oraz nazwę osiedla, w którym była położona nieruchomość.

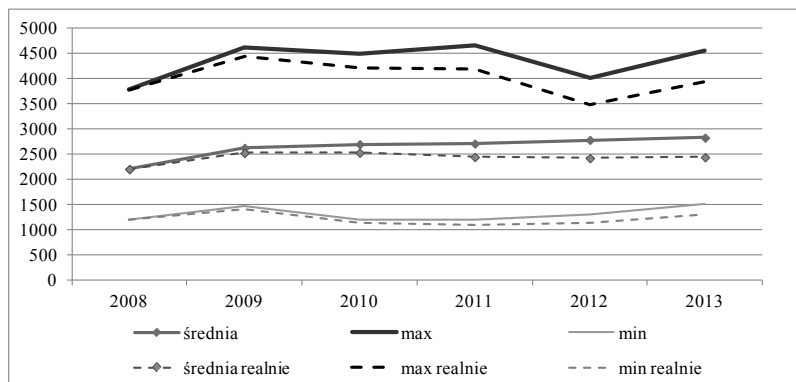
Tabela 1

Podstawowe mierniki poziomu i zmienności cen transakcyjnych (za m²) w poszczególnych latach badania

Charakterystyka	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Cena maksymalna	3776,60	4604,90	4496,40	4650,09	4000,00	4554,08
Cena średnia	2198,77	2619,57	2694,36	2704,89	2777,42	2822,23
Cena minimalna	1204,09	1464,99	1200,00	1197,92	1294,03	1500,00
Odchylenie standard. cen	562,33	471,59	575,41	483,43	486,35	524,48
Współczynnik zmienności (%)	26	18	21	18	18	19
Liczba transakcji	191	151	134	231	250	237

Źródło: obliczenia własne.

⁸ Spisują je z aktów notarialnych wpływających na potrzeby ewidencji zmiany właścicieli.



Wykres 1. Kształtowanie się średnich, maksymalnych i minimalnych cen transakcyjnych za metr kwadratowy lokalu mieszkaniowego w latach 2008–2013 – ujęcie nominalne i realne (skorygowane o inflację)

Źródło: obliczenia własne na podstawie cen transakcyjnych i rocznych stóp wzrostu ogólnego poziomu cen w Polsce według danych Eurostatu.

Analizując kształtowanie się liczby zawartych transakcji i średnich cen za metr kwadratowy lokalu mieszkaniowego w Koninie w latach 2008–2013 (wybrane charakterystyki zestawiono w tabeli 1), można stwierdzić, że rynek nieruchomości przeszedł czas kryzysu spokojniej niż największe polskie miasta⁹. Ceny w ujęciu nominalnym rosły, ale coraz wolniej, jednak stopa wzrostu cen była od 2010 roku nie wyższa od stopy inflacji, co oczywiście miało wpływ na brak wzrostów w ujęciu realnym (wykres 1). Największą zmienność cen zanotowano w 2008 roku, kiedy ceny obserwowane mogły odchylić się od średniej nawet o 26%. W latach 2009–2013 współczynnik zmienności kształtował się na niższym i stabilnym poziomie (18–21%).

Analizując strukturę mieszkań będących przedmiotem sprzedaży, można zauważyć, że pod względem kondygnacji była stabilna: 32% mieszkań usytuowanych na parterze, natomiast mieszkania położone na kolejnych czterech piętrach stanowiły zwykle około 16% badanej próby. Poprawie uległa struktura mieszkań pod względem standardu lokalu – o ile w latach 2008–2012 udział mieszkań o niskim standardzie wynosił 37%, a średnim 57%, o tyle w 2013 roku ich udziały kształtowały się odpowiednio: 22% i 67%. Poprawie uległa również struktura mieszkań pod względem stanu technicznego budynku – w latach 2008–2012 udział budynków o przeciętnym stanie technicznym wynosił 31%, a dobrym 57%, natomiast w 2013 roku odsetki te ukształtowały się odpowiednio na poziomach: 14% i 68%.

⁹ W największych miastach w Polsce ceny (zwłaszcza na rynku pierwotnym) spadały od drugiej połowy 2007 r. Zob. Strączkowski (2009: 47), mBank (2014), BRE Bank (2012: 74), Trojanek (2010b: 39–40).

3. Zależności między cenami jednostkowymi mieszkań a cechami nieruchomości w świetle wyników analizy statystycznej

Aby ocenić, czy poszczególne cechy nieruchomości wpływają na kształtowanie się średnich cen jednostkowych (za m²), przeprowadzono parametryczny test jednoczynnikowej analizy wariancji¹⁰ (zakładając równość wariancji cen w wyróżnionych grupach oraz uchylając te założenie, czyli stosując test F Welcha). Ze względu na fakt, że rozkład cen istotnie różnił się od normalnego, dodatkowo zastosowano najbardziej wskazany w takiej sytuacji test nieparametryczny Kruskala–Wallisa. Zweryfikowano również założenie o stałości wariancji ceny w badanych grupach, stosując test Browna–Forsythe’a.

Kształtowanie się średnich cen jednostkowych w okresie 2008–2013 przy różnych wariantach cech i atrybutów wraz z wynikami testów statystycznych zestawiono w tabeli 2.

Tabela 2

Wyniki badania zależności cen średnich od wartości wybranych cech lokalu mieszkalnego

Wariant cechy	N	Średnia cena za m ²	Odchylenie standardowe	Wyniki analizy statystycznej		
				nazwa testu	stat.	wart. p
Kondygnacja						
Piętro 4	229	2451,817	598,5236	ANOVA–F	16,18	0,000
Piętro 3	200	2574,272	562,9147	Browna–Forsythe’a	4,03	0,003
Piętro 2	176	2738,969	469,5987	F Welcha	15,06	0,000
Piętro 1	203	2838,798	529,6573	Kruskala–Wallisa	46,96	0,000
Parter	386	2668,291	527,7525			
Standard lokalu						
Niski	410	2163,2	385,0017	F ANOVA	699,89	0,000
Średni	707	2825,416	372,926	Browna–Forsythe’a	7,36	0,001
Wysoki	77	3662,481	327,2396	F Welcha	761,74	0,000
				Kruskala–Wallisa	609,89	0,000
Stan techniczny budynku						
Przeciętny	330	2099,692	370,4312	F ANOVA	757,16	0,000
Dobry	704	2732,56	375,044	Browna–Forsythe’a	8,44	0,000
Bardzo dobry	160	3442,014	315,3612	F Welcha	869,12	0,000
				Kruskala–Wallisa	660,85	0,000

Źródło: badania własne.

¹⁰ Opis stosowanych testów można znaleźć w pracach Aczela (2000) i Stanisza (2006).

Podsumowując przedstawione wyniki, należy stwierdzić, że średnia cena jednostkowa zależy od wariantu badanych cech nieruchomości (w każdym przypadku uzyskano podstawy, by odrzucić hipotezę zerową o równości średnich w badanych grupach). Choć nie przedstawiono już szczegółowych wyników testu Tukeya i jego nieparametrycznego odpowiednika, już na podstawie podanych średnich cen za metr kwadratowy można rozpoznać kierunki istniejących zależności. Zgodnie z oczekiwaniami: im wyższy jest standard i stan techniczny budynku, tym wyższa cena. Nie zaskakuje również fakt, że średnie ceny jednostkowe na pierwszym i drugim piętrze są wyższe od tych na parterze i od tych na trzecim i czwartym piętrze (w budynkach czteropiętrowych często nie ma przecież wind).

Niestety, wyniki testu Browna–Forsythe’a wskazują, że wariancja ceny jednostkowej nie jest równa w badanych grupach – przykładowo ceny za metr kwadratowy mieszkania na drugim piętrze były mniej zróżnicowane niż na piętrze czwartym. Mniejsze zróżnicowanie cen zaobserwowano w przypadku wysokiego standardu mieszkania i bardzo dobrego stanu budynku niż w przypadku niskiego standardu czy przeciętnego stanu budynku. W konsekwencji założenie o homoskedastycznym składniku losowym w modelu regresji może być niestety niespełnione.

4. Konstrukcja, interpretacja i ocena ekonometrycznego modelu wyceny

Wykorzystując 957 obserwacji z lat 2008–2012 i 237 obserwacji z 2013 roku, postanowiono oszacować parametry modelu opisującego kształtowanie się cen transakcyjnych za lokale mieszkaniowe uzyskanych na rynku wtórnym w Koninie i ocenić jakość wynikających z niego prognoz. Postanowiono, że prognozy cen mieszkań będą ustalone dla wszystkich transakcji mających miejsce w 2013 roku.

Aby zweryfikować hipotezę, że do konstrukcji modelu wyceny warto wykorzystać jak najwięcej obserwacji historycznych (zamiast zastosować zasadę podejścia porównawczego, ograniczającą dostępne obserwacje historyczne do transakcji mających miejsce w czasie ostatnich dwóch lat), postanowiono zrealizować dwie następujące procedury konstruowania modelu:

- procedura 1^o – model oszacowano na podstawie wszystkich dostępnych przed 2013 rokiem obserwacji, czyli na podstawie 957 danych o cenach i cechach mieszkań w transakcjach sprzedaży mających miejsce w latach 2008–2012; model ten zastosowano następnie do ustalenia prognoz cen w transakcjach sprzedaży w 2013 roku;
- procedura 2^o – na potrzeby prognozowania cen w każdym kolejnym miesiącu 2013 roku skonstruowano odrębnie dla każdego miesiąca odpowiedni model wyceny szacowany na podstawie danych o cenach i cechach lokali mieszkaniowych sprzedanych tylko w czasie ostatnich 24 miesięcy (w konsekwencji żaden z modeli nie był szacowany na podstawie danych sprzed 2011 roku, a ostatni z dwunastu modeli oszacowano przede wszystkim na podstawie obserwacji z 2012 roku i w dużej mierze z 2013); każdy model wykorzystano zatem do ustalenia prognozy cen tylko w kolejnym miesiącu.

Niezależnie od zakresu „próby uczącej” założono, że właściwą postacią modelu będzie model liniowy względem parametrów. Na wybór takiej postaci miały wpływ przede wszystkim dwa fakty. Po pierwsze, wprowadzenie wartości cech za pomocą zmiennych binarnych daje szansę na uchwycenie ewentualnych nieliniowych zależności. Po drugie, otrzymane wyniki będą punktem odniesienia dla efektów zastosowania modeli bardziej skomplikowanych, których estymacja jest planowana. Zestaw wszystkich zmiennych modelu przedstawiono w tabeli 3.

Tabela 3

Zmienne objaśniające w ekonometrycznym modelu wyceny

Zakres informacji	Jednostka i warianty cechy	Sposób uwzględnienia w modelu ekonometrycznym
Cena transakcyjna	w zł	zmienna zależna ciągła
Powierzchnia (i powierzchnia ²)	w m ² (w m ⁴)	zmienna objaśniająca ciągła
Kondygnacja	parter, piętro I, piętro II, piętro III, piętro IV	cztery zmienne zero-jedynkowe, wariant bazowy: parter
Standard lokalu	niski, średni, wysoki	dwie zmienne binarne, wariant bazowy: standard niski
Stan techniczny budynku	przeciętny, dobry, bardzo dobry	dwie zmienne binarne, wariant bazowy: stan przeciętny
Lokalizacja	osiedle, ulica	jedenastce zmiennych binarnych odpowiadających jedenastu osiedlom, wariant bazowy: osiedle o średniej cenie jednostkowej najbliższej średniej całkowitej
Data sprzedaży	dzień zawarcia transakcji	zmienna czasowa: t = 1 w pierwszym tygodniu 2008, t = 2 w drugim tygodniu 2008, t = 260 w ostatnim tygodniu 2012 jedenastce zmiennych binarnych odpowiadających kolejnym miesiącom, wariant bazowy: styczeń

Źródło: opracowanie własne.

Oprócz zmiennych reprezentujących cechy mieszkania do modelu wprowadzono zmienną czasową. Ponieważ cena jednostkowa rosła, ale coraz wolniej, i dodatkowo wciąż aktualne były rekomendacje „S” i „T” Komisji Nadzoru Finansowego¹¹ w zakresie polityki ostrożnościowej banków przyczyniające się do osłabienia strony popytowej rynku, uznano, że właściwe będzie założenie o hiperbolicznym trendzie cen (niestety, dane nie umożliwiły zidentyfikowania cyklu koniunkturalnego). Postanowiono również uwzględnić wpływ ewentualnych czynników sezonowych poprzez wprowadzenie zmiennych binarnych dla poszczególnych miesięcy.

Ze względu na fakt, że diagnostyczny test liniowości modelu wskazywał, iż wprowadzenie do modelu kwadratu powierzchni mieszkania przyczynia się istotnie do wyjaśnienia

¹¹ Dostępne na stronach: www.knf.gov.pl/Images/RekomendacjaT_tcm75-33586.pdf oraz www.knf.gov.pl/Images/Rekomendacja_S_18-01-2011_tcm75-25296.pdf (25.08.2014).

odchyień z modelu liniowego, postanowiono oprócz modelu, w którym wprowadzono liniową zależność cen od powierzchni (wersja A), dodatkowo oszacować i ocenić model (wersja B), w którym w roli zmiennej objaśniającej wystąpią również przekształcenia powierzchni (kwadrat, odwrotność, logarytm). Jedynym istotnym przekształceniem okazywał się jednak kwadrat powierzchni.

Do estymacji zastosowano metodę najmniejszych kwadratów. W pierwszym kroku wyeliminowano obserwacje nietypowe. Przy ich identyfikacji kierowano się wartością tzw. dźwigni (h) oraz wynikami testu DFFITS. Ze zbioru zmiennych objaśniających usunięto siedem obserwacji, które charakteryzowały się zarówno wysoką wartością tzw. dźwigni (h), jak i przekraczały wartość krytyczną w teście DFFITS. Wysoka wartość dźwigni charakteryzowała przede wszystkim te nieruchomości, których powierzchnia odstawała od standardów (powyżej 100 m²). Zmienne istotne ustalono w procedurze regresji kordkowej wstecznej, przyjmując 5% poziom istotności.

Uzyskane w ramach procedury 1^o oceny parametrów i wybrane charakterystyki dwóch modeli zestawiono w tabeli 4. W wersji A modelu założono liniową zależność ceny od powierzchni, w wersji B modelu dopuszczono także nieliniową zależność.

Oba otrzymane modele wyjaśniają 87% zmienności cen, co świadczy o ich dosyć dobrym dopasowaniu. Kierując się kryterium informacyjnym Schwarza i oceną błędu standardowego reszt, nieco wyżej można jednak oceniać dopasowanie modelu, w którym uwzględniono nieliniową zależność ceny za mieszkanie od jego powierzchni. Czynniki losowe w tym przypadku mogą powodować odchylenie rzeczywistych cen od modelowych średnio o 16 053,18 zł, co stanowi 13,0% średniej wartości obserwowanych w latach 2008–2012 cen transakcyjnych. Choć odchylenia takie wydają się znaczące, trzeba zwrócić uwagę, że odchylenie standardowe rzeczywistych cen wynosi znacznie więcej: 44 800,47 zł, co stanowi aż 36% średniej. Pozytywnie należy ocenić brak autokorelacji odchyień danych od modelu (wartość statystyki Durбина–Watsona jest bliska 2) – taka autokorelacja mogłaby na przykład być wynikiem zastosowania nieodpowiedniej postaci analitycznej trendu (lub całego modelu).

Analizując uzyskane oceny parametrów modelu ekonometrycznego, trzeba przede wszystkim stwierdzić, że potwierdzają one zauważone w poprzednim punkcie prawidłowości. Aby to zauważyć, trzeba pamiętać, że znaki dodatnie (ujemne) oznaczają, że przy danym wariancie cechy jakościowej (np. standard średni, wysoki) można spodziewać się ceny odpowiednio wyższej (niższej) niż dla nieruchomości o bazowym wariancie cechy (np. standard niski). Nieistotność zmiennej oznaczającej, że nieruchomość mieści się na trzecim piętrze, oznacza tylko tyle, że ceny mieszkań położonych na tej kondygnacji nie różnią się od cen bazowych (czyli cen mieszkań położonych na parterze, w warunkach *ceteris paribus*).

Tabela 4

Parametry modeli opisujących kształtowanie się ceny lokalu mieszkaniowego w Koninie w latach 2008–2012, ustalone w ramach realizacji procedury 1^o

Zmienne	Wersja A		Wersja B	
	parametr	wartość p	parametr	wartość p
Stała	-22156,5	0,0000	-35861,9	0,0000
Powierzchnia	2410,28	0,0000	2976,69	0,0000
Kwadrat powierzchni	nie uwzględniono		-4,89121	0,0003
1/t (trend)	-77711,7	0,0000	-78220,1	0,0000
Standard średni	20703,8	0,0000	20464,2	0,0000
Standard wysoki	37957,9	0,0000	38035,1	0,0000
Budynek_dobry_stan	13142,9	0,0000	14508,5	0,0000
Budynek_b_dobry_stan	23597,7	0,0000	15095,2	0,0000
Piętro1	14822,2	0,0000	8182,58	0,0000
Piętro 2	14805,8	0,0000	13265,9	0,0000
Piętro 4	8532,69	0,0000	23703,3	0,0000
Os_Chorzeń	17778,8	0,0000	16059,9	0,0000
Os_Gosławice	-14579,3	0,0000	-16038,4	0,0000
Os_Starówka	8772,25	0,0002	7070,96	0,0020
Os_Sikorskiego	9483,07	0,0187	7374,28	0,0050
Os_Zatorze	3612,92	0,0347	nieistotna	
Os_I	nieistotna		-4164,15	0,0456
Charakterystyki modeli				
Błąd standardowy reszt	16 144,4		16 053,18 zł	
Współczynnik zmienności losowej	13,1%		13,0%	
Statystyka DW	1,91		1,92	
Współczynnik determinacji R ²	87%		87%	
Kryterium bayesowskie Schwarz	21193,43		21188,51	
Charakterystyki zmiennej zależnej				
Średnia wartość ceny mieszkania w próbie			123 598,99 zł	
Odchylenie standardowe ceny w próbie			44800,47 zł	
Współczynnik zmienności losowej cen			36%	

Źródło: obliczenia własne.

Trend wskazuje, że ceny rosną coraz wolniej, natomiast nieistotność zero-jedynkowych zmiennych powiązanych z miesiącami oznacza, że nie wykryto sezonowości w kształtowaniu się cen.

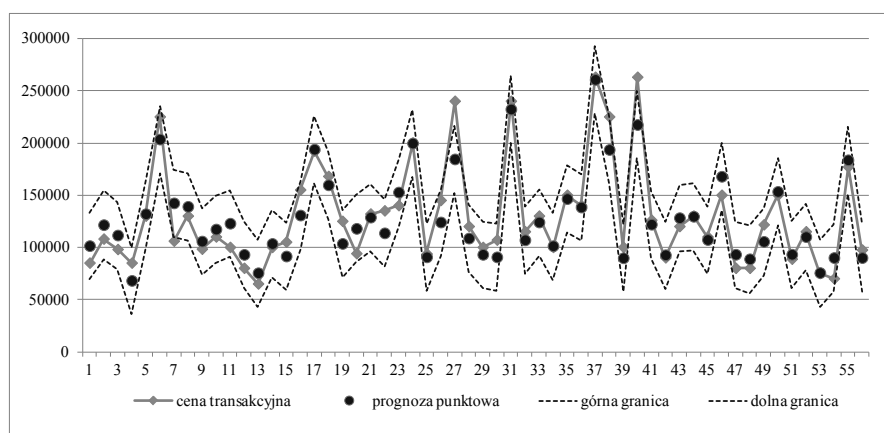
Aby właściwie zrozumieć wpływ kwadratu powierzchni na cenę za dany lokal mieszkaniowy, trzeba zwrócić uwagę na ujemny znak parametru przy tej zmiennej. Oznacza on, że zależność ceny od powierzchni opisuje parabola o ramionach zwróconych w dół – wynika z tego, że istnieją zatem takie powierzchnie mieszkania (optymalne, nie za małe, nie za

duże), przy których można liczyć na wyższą cenę. Być może wynika to z większego popytu na mieszkania o takim metrażu.

Modele pokazują również duże znaczenie lokalizacji mieszkania. Na uwagę zasługuje również fakt, że wśród osiedli, na których można oczekiwać wyższych cen za mieszkanie, znalazły się te, które znajdują się na skraju tzw. strefy ekologicznej – jest to strefa, która zgodnie z „Zintegrowanym lokalnym programem rewitalizacji miasta Konina” (załącznik do Uchwały nr 156 z 29 czerwca 2011) ma stanowić położony wzdłuż Warty obszar przyrodniczo-krajobrazowy, w którym zakłada się rozwój usług sportowo-rekreacyjnych. Ten sam dokument wyróżnia strefę „Gosławice” – jako tę, w której należy rozwiązywać poważne problemy społeczne. Na tym osiedlu odnotowuje się znacznie wyższe niż średnia w mieście wskaźniki ubóstwa, przestępczości, zaniechania edukacji wśród nieletnich. Wobec tego faktu nie dziwi ujemny parametr przy zmiennej przyjmującej wartość jednostkową, gdy wyceniana nieruchomość położona jest na tym osiedlu.

Na podstawie oszacowanych w ramach procedury 1^o modeli postawiono prognozy cen lokali mieszkaniowych dla 237 transakcji mających miejsce w 2013 roku. Ceny kształtowały się wówczas na poziomach między 50 000 a 275 000 zł. Współczynnik zmienności cen wynosił 36%.

Dla każdej punktowej prognozy ustalono błąd prognozy *ex ante* oraz dwie prognozy przedziałowe: prognoza punktowa +/- oszacowany błąd *ex ante* oraz 95-procentowy przedział ufności konstruowany przy założeniu normalnego rozkładu odchyleń wywołanych czynnikami losowymi. Kształtowanie się rzeczywistych cen mieszkań i prognoz punktowych (wraz z 95-procentowym przedziałem ufności dla zmiennej prognozowanej) ustalonych dla transakcji w I kwartale 2013 roku na podstawie modelu w wersji B przedstawiono na wykresie 2 (podobnie przebiegałyby wykresy dla pozostałych kwartałów).



Wykres 2. Kształtowanie się cen lokali mieszkaniowych w kolejnych transakcjach I kwartału 2013 na tle prognozy punktowej i krańców 95-procentowego przedziału ufności

Źródło: obliczenia własne.

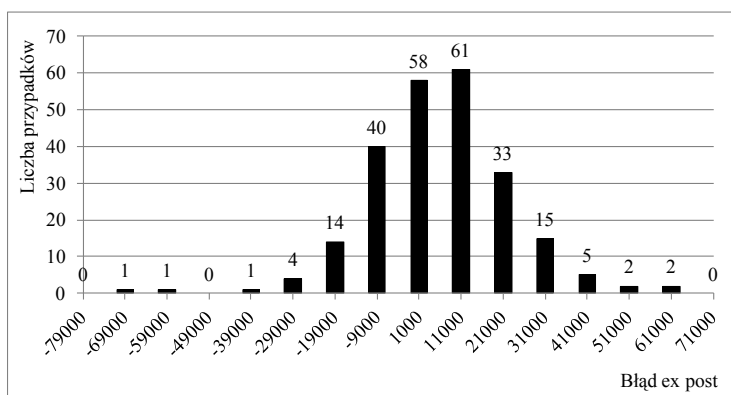
Już analiza wykresu pozwala zauważyć, że rzeczywiste ceny najczęściej były zbliżone do cen prognozowanych i tylko w bardzo nielicznych przypadkach nie zostały objęte przedziałem ufności. Wyniki dokładnej analizy kształtowania się błędów *ex post* w obu wersjach modelu zestawiono w tabeli 5. Wskazują one, że zastosowanie wersji B modelu (uwzględniającej paraboliczny wpływ powierzchni na cenę) pozwala na uzyskanie nieco trafniejszych prognoz (choć różnice w jakości prognoz nie są spore).

Tabela 5

Mierniki jakości prognoz *ex post* w przypadku modeli szacowanych na podstawie danych z lat 2008–2012 – efekty zastosowania procedury 1^o

Mierniki jakości prognoz	Wersja A	Wersja B
Średni błąd predykcji (ME)	1 178,30 zł	1 149,40 zł
Średni błąd procentowy (MPE)	-0,82%	-0,64%
Średni błąd absolutny (MAE)	12 427 zł	12 244 zł
Średni absolutny błąd procentowy (MAPE)	9,89%	9,69%
Obserwacje zawarte w przedziale: prognoza+/- błąd <i>ex ante</i>	172/237 (72,6%)	177/237 (74,4%)
Obserwacje zawarte w 95-procentowym przedziale ufności	223/237 (94,1%)	224/237 (94,5%)

Źródło: obliczenia własne.



Wykres 3. Histogram dla błędów prognoz *ex post* uzyskanych w przypadku zastosowania wersji B modelu oszacowanego na podstawie danych z lat 2008–2012

Źródło: obliczenia własne.

Interpretując mierniki jakości prognoz dla modelu B, można stwierdzić, że w 74,4% przypadków rzeczywista cena nie odchyliła się od prognozy o więcej niż szacowany *ex ante* błąd prognozy. Zgodnie z definicją przedziału ufności skonstruowane przedziały miały z prawdopodobieństwem 95% objąć rzeczywiste ceny – tak się prawie stało. Co ważne,

średni błąd predykcji nie jest znaczny, co oznacza, że prognozy nie były systematycznie zawyżone (lub systematycznie zaniżone). Błąd prognozy *ex post* stanowił średnio 9,85% rzeczywistej ceny mieszkania – nie jest to może niski błąd, ale możliwy do zaakceptowania, jeżeli weźmie się pod uwagę fakt, że współczynnik zmienności cen w 2013 roku wynosił dużo więcej: 36%. Dokładny rozkład błędów *ex post* zilustrowano na histogramie (wykres 3). Widoczna na nim jest delikatna asymetria lewostronna, jednak sama wartość współczynnik asymetrii ($-0,066$) nie budzi większych zastrzeżeń. Warto jednak szukać przyczyn pojawienia się obserwacji w ogonie rozkładu. Dodatkowej analizie poddano zatem wszystkie te przypadki, w których błąd prognozy pochodził z ogona rozkładu błędów. Okazało się, że kolejne siedem najbardziej niefortunnie wycenionych nieruchomości było położonych na osiedlu Chorzeń, przy czym głównie w części osiedla graniczącej z torami kolejowymi, a nie z wspomnianą już strefą ekologiczną. Dowodzi to, że byłoby wskazane, by przy konstrukcji ekonometrycznego modelu wyceny starać się wprowadzać jeszcze więcej cech lokali – o ile prawnie możliwe jest otrzymanie tych informacji.

Choć jakość modeli i prognoz uzyskanych w wyniku realizacji procedury 1^o wydaje się dosyć wysoka, uzyskane efekty należy jeszcze ocenić na tle tych uzyskanych dzięki zastosowaniu procedury 2^o, zgodnej z zasadą stosowaną przez rzeczoznawców w podejściu porównawczym do wyceny. Zestaw istotnych determinant cen mieszkań w tych modelach nie różnił się zasadniczo od determinant ustalonych w ramach procedury 1^o. Cechą różnicującą te modele jest nieistotność trendu w modelu wyceny, co jest wynikiem wyraźnego spadku dynamiki wzrostu cen w latach 2011–2013 (wykres 1). Ponieważ prezentacja szczegółowa wszystkich dwunastu modeli nie jest możliwa, postanowiono ograniczyć się do łącznej prezentacji mierników jakości prognoz ustalanych na ich podstawie. Mierniki te zestawiono w tabeli 6.

Tabela 6

Mierniki jakości prognoz *ex post* uzyskanych w przypadku zastosowania modeli szacowanych na podstawie obserwacji z dwu lat poprzedzających okres wyceny – efekty zastosowania procedury 2^o

Mierniki jakości prognoz	Wersja A	Wersja B
Średni błąd predykcji (ME)	402,34 zł	-167,39 zł
Średni błąd procentowy (MPE)	-1,25%	-1,48%
Średni błąd absolutny (MAE)	12 206 zł	12 263 zł
Średni absolutny błąd procentowy (MAPE)	9,77%	9,86%
Obserwacje zawarte w przedziale prognoza+/- błąd <i>ex ante</i>	170/237 (71,7%)	172/237 (72,6%)
Obserwacje zawarte w 95% przedziale ufności dla prognozy	222/237 (93,7%)	221/237 (93,3%)

Źródło: obliczenia własne.

Mierniki jakości prognoz uzyskane w tym przypadku nie wskazują, by model uwzględniający nieliniowy wpływ powierzchni na cenę pozwalał ustalać trafniejsze prognozy – w wersji A i B kształtują się na bardzo zbliżonych poziomach. Trzeba jednocześnie zwrócić

uwagę, że mierniki jakości prognoz uzyskanych poprzez ekonometryczną analizę mniej licznych obserwacji historycznych nie są znacząco niższe od mierników jakości prognoz uzyskanych dzięki analizie szerszego zbioru danych. Taki rezultat niestety nie pozwala na jednoznacznie pozytywne zweryfikowanie przyjętej na wstępie hipotezy badawczej.

Uwagi końcowe

W ostatnich latach wiele uwagi poświęca się zagadnieniu wyceny nieruchomości w związku z tym, że w przeszacowaniu cen i niewłaściwej polityce kredytowej banków hipotecznych w Stanach Zjednoczonych upatruje się przyczyn kryzysu finansowego dotyczącego w większym lub mniejszym stopniu właściwie wszystkich. Analiza kształtowania się cen mieszkań w Koninie w latach 2008–2013 roku też pozwoliła dostrzec skutki kryzysu – było nim wyraźne zahamowanie wzrostu cen. Jednocześnie porównując poziomy i tendencje zmian cen mieszkań w Koninie z poziomami i trendami cen w największych miastach Polski, można stwierdzić, że problem przeszacowania dotyczył raczej tej drugiej grupy – w jej przypadku obserwowano nawet spadki cen.

W artykule zastosowano podstawowe metody analizy statystycznej (i ekonometrycznej) do badania prawidłowości w kształtowaniu się cen mieszkań. Metoda analizy statystycznej jest w praktyce najrzadziej stosowaną metodą wyceny nieruchomości w podejściu porównawczym. W artykule pokazano jednak, że ekonometryczny model wyceny, w którym poszczególne nieruchomości opisane są zestawem nawet tych najbardziej podstawowych cech, może stanowić narzędzie ustalania trafnych prognoz. Wydaje się, że jeżeli rzeczywiście zostanie rozwinięty odpowiedni, łatwo dostępny rejestr transakcji na rynku nieruchomości, metoda analizy statystycznej (w tym modelowanie i prognozowanie ekonometryczne) powinna stać się nie tylko metodą wyceny masowej, ograniczonej do wąskiego zastosowania, lecz także przydatnym narzędziem dla każdego rzeczoznawcy. Jej zaletą jest niski koszt uzyskania jednostkowej wyceny. Co więcej, wydaje się, że gdyby tę metodę upowszechnić, wyceny opracowywane przez różnych rzeczoznawców stałyby się bardziej zgodne i mniej subiektywne – opisywana metoda może być oparta na dużej liczbie obserwacji.

Choć ekonometryk, rozumiejąc praktyczne znaczenie cechy estymatora parametrów strukturalnych, jaką jest jego zgodność, starałby się szacować parametry modelu wyceny na podstawie jak największej (w granicach rozsądku) liczby obserwacji, wyniki przeprowadzonego badania nie wskazują, by takie podejście było zdecydowanie właściwsze niż podejście, jakie zaleca się rzeczoznawcom nieruchomości. Okazało się bowiem, że zwiększenie liczebności próby o obserwacje poprzedzające moment wyceny o 3–4 lata tylko nieznacznie poprawia jakość prognoz. Ta poprawa może być uznana za mało znaczącą z praktycznego punktu widzenia, również ze względu na fakt, że zawsze istnieje ryzyko zmian trendów na rynku nieruchomości, co każe przywiązywać większą wagę do aktualnych obserwacji.

W artykule oceniono jakość liniowych względem parametrów ekonometrycznych modeli wyceny i wynikających z nich prognoz cen transakcyjnych. Zastosowana postać analitycz-

na jest niewątpliwie jedną z najprostszych i nie jest pozbawiona wad, o których dotąd nie wspomniano. I tak, rozkład reszt modelu nie był normalny – choć teoretycznie mogło się to przełożyć np. na zbyt wąskie ustalenie przedziałów ufności dla wartości prognozowanych, w praktyce skonstruowane przedziały objęły jednak wystarczający odsetek rzeczywistych cen. Co ważniejsze jednak, reszty charakteryzowały się zmienną wariancją. Już z tego względu badania powinny być kontynuowane. Można rozważyć zastosowanie ważonej metody najmniejszych kwadratów, ponieważ klasyczny estymator parametrów strukturalnych modelu w warunkach heteroskedastyczności przestaje być efektywny, a estymator błędu prognozy staje się obciążony. Dodatkowo efekty stosowania prostego modelu wyceny powinny zostać porównane z efektami zastosowania modeli o bardziej skomplikowanych postaciach analitycznych.

Mimo tych wszystkich braków udało się pokazać, że na rynku występują wyraźne prawidłowości w kształtowaniu się cen lokali mieszkaniowych i warto je opisać, konstruując ekonometryczne modele wyceny. Modele takie stanowią narzędzie ilościowego pomiaru wpływu różnych czynników na cenę, w tym (jak udało się pokazać na przykładzie) czynników społeczno-ekonomicznych.

Literatura

- Aczel A. (2000), *Statystyka w zarządzaniu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Barańska A. (2010), Modele *multiplikatywne w procesie wyceny nieruchomości*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 18, nr 1, s. 65–82.
- BRE Bank (2012), *Rynek nieruchomości komercyjnych i mieszkaniowych w 2011 r.*, Raport, BRE Bank Hipoteczny SA, „Finansowanie Nieruchomości”, czerwiec, s. 72–89.
- Czaja J., Ligas M. (2010), *Zaawansowane metody analizy statystycznej rynku nieruchomości*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 18, nr 1, s. 7–20.
- Dydenko J. (red.) (2006), *Szacowanie nieruchomości*, Dom Wydawniczy ABC, Warszawa 2006.
- Hozer J. (red.) (2006), *Wycena nieruchomości*, Katedra Ekonometrii i Statystyki, Instytut Analiz, Diagnostyki i Prognoz Gospodarczych w Szczecinie, Szczecin 2006.
- Informacja Komisji (2014), *Informacja Komisji Standardów PFSRM dotycząca zasad stosowania Powszechnych Krajowych Zasad Wyceny (PKZW)* z 14 kwietnia 2014, www.pfsm.pl/standardy, (25.08.2014).
- KSWP, Krajowy Standard Wyceny Podstawowy, www.pfsm.pl/sites/default/files/KSWP_1.pdf (25.08.2014).
- Ligas M. (2010), *Metody statystyczne w wycenie nieruchomości*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 18, nr 1, s. 49–64.
- mBank (2014), *Rynek nieruchomości mieszkaniowych w Poznaniu*, Raport, mBank Hipoteczny, „Finansowanie Nieruchomości”, nr 39, s. 59–63.
- Pawlukowicz R. (2012), *Statystyczne aspekty kontrowersji wobec wyceny nieruchomości metodą korygowania ceny średniej*, w: *Metody ilościowe na rynku nieruchomości i rynku pracy*, red. J. Hozer J., Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin.
- Rozporządzenie Ministra Rozwoju Regionalnego i Budownictwa z 29 marca 2001 r. w sprawie ewidencji gruntów i budynków, DzU 2001, nr 38, poz. 454.
- Sawilow E. (2010), *Problematyka określania wartości nieruchomości metodą analizy statystycznej rynku*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 18, s. 21–30.
- SRMWW (2013), *Biuletyn Stowarzyszenia Rzeczoznawców Majątkowych Województwa Wielkopolskiego*, nr 1–2.

- Stanisz A. (2006), *Przystępny kurs statystyki*, t. 1, StatSoft, Kraków.
- Strączkowski Ł. (2009), *Motywy zakupu mieszkań w świetle badań nabywców na lokalnym rynku mieszkaniowym w Poznaniu*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 17, nr 2, s. 45–57.
- Trojanek R. (2010a), *Porównanie metod prostych oraz regresji hedonicznej do konstruowania indeksów cen mieszkań*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 18, nr 1, s. 119–133.
- Trojanek R. (2010b), *Indeksy cen mieszkań na rynku wtórnym w Poznaniu w latach 2008–2009*, „Świat Nieruchomości”, nr 72, s. 36–41.
- Trojanek R. (2012), *Zmiany cen na wtórnym rynku mieszkaniowym w Poznaniu w latach 2008–2011*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 20, nr 1, s. 111–121.
- Trojanek R. (2013), *Praktyczne zastosowanie metod regresji hedonicznej na przykładzie Poznania w latach 2008–2012*, „Biuletyn Stowarzyszenia Rzeczoznawców Majątkowych Województwa Wielkopolskiego”, nr 1–2, s. 64–70.
- Ustawa z 21 sierpnia 1997 r. o gospodarce nieruchomościami, DzU 2010, nr 102, poz. 651.
- Wilkowska-Kořakowska D. (2012), *Wycena nieruchomości. Operat szacunkowy. Rzeczoznawstwo majątkowe*, LexisNexis, Warszawa.
- Zyga J. (2012), *Model dynamiczny rynku i wyceny nieruchomości*, „Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości”, vol. 20, nr 1.

HOUSE PRICES IN THE SECONDARY MARKET IN KONIN IN 2008–2013. DESCRIPTION OF REGULARITIES AND ASSESSMENT OF THE ACCURACY OF FORECASTS BASED ON THE CLASSICAL REGRESSION MODEL

Abstract: In this paper author uses parametric and non-parametric statistical methods and classical econometric modeling to describe the regularities in the formation of apartment prices in the secondary market during the period 2008–2012 in Konin. It is shown that due to the existence of strong relationships between features of the property and its market price it is possible to construct an econometric model (even quite simple), which allows to appoint correct forecast of prices in transactions taking place in the next year, i.e. 2013. Therefore, author postulates that the scope and popularity of the use of statistical methods for the valuation of real estate in Poland should increase. The applied research procedure was to allow verification of the hypothesis about the irrelevance of standard restrictions on the time range of the data used in the methods of comparative valuation of the property. The results indicate that inclusion of the older observations to the estimation sample doesn't significantly increase the quality of forecasts resulting from obtained model.

Keywords: determinants of residential property prices, property valuation, econometric model of house price

