

Joanna Klajn*

Analiza trendu zmiany cen nieruchomości w czasie**

1. Wprowadzenie

W zakresie prac związanych zarówno z wyceną nieruchomości, jak i analizą dotyczącą inwestowania w różnego rodzaju nieruchomości, jednym z podstawowych problemów, jakie pojawiają się w trakcie wykonywanych tych czynności, jest korekta cen uzyskanych w wyniku transakcji sprzedaży nieruchomości na datę sporządzenia operatu szacunkowego bądź datę prowadzonych analiz na rynku nieruchomości.

W ostatnich latach obserwuje się wzrastające zainteresowanie wśród potencjalnych nabywców możliwością ulokowania własnego kapitału w nieruchomościach. Duże różnice w zmianie poziomu cen w obrocie rynkowym wystąpiły po okresie uzyskania przez Polskę statusu jednego z państw członkowskich Unii Europejskiej. Sytuacja ta przyczyniła się do traktowania nieruchomości jako godnego obiektu do inwestycji nie tylko wśród mieszkańców Polski, ale również obcokrajowców. Zmiany te, zauważalne głównie w miastach, przyczyniły się do znacznego wzrostu cen nieruchomości w stosunkowo krótkim okresie czasu. Popyt na nieruchomości, głównie lokale mieszkalne, przewyższający podaż, której granice na rynku wtórnym są ograniczone, wpłynął na wzrost udziału rynku pierwotnego w obrocie nieruchomościami lokalowymi, jak i zabudowanymi. Tak szybkie tempo zmian w zakresie kształtowania się cen transakcyjnych, szczególnie w ostatnim roku, powoduje konieczność uważnej i odpowiedniej korekty cen transakcyjnych uzyskanych w wyniku czynności sprzedaży nieruchomości, pochodzących z różnych okresów czasowych na datę analizy.

Biorąc pod uwagę, iż rzeczoznawca majątkowy przy sporządzaniu operatu szacunkowego może zamieścić w zbiorze nieruchomości podobnych przyjętych do określenia wartości przedmiotu wyceny, nieruchomości, które były przedmiotem obrotu rynkowego w ciągu ostatnich dwóch lat od daty wyceny, powinno się zwró-

* Wydział Geodezji Górniczej i Inżynierii Środowiska, Akademia Górniczo-Hutnicza, Kraków

** Artykuł powstał w ramach Badań Statutowych Katedry Informacji o Terenie (nr 11.11.150.837)

cić większą uwagę na analizę kształtowania się cen transakcyjnych. Okres dwóch lat jest znacząco długim przedziałem czasowym, szczególnie w obliczu szybko dokonujących się zmian gospodarczych, politycznych i społecznych, które przyczyniają się do bardzo dużych zmian w poziomie kształtowania się cen transakcyjnych nieruchomości.

W dalszej części artykułu przedstawiono praktyczne omówienie tego problemu na przykładzie lokali mieszkalnych usytuowanych w Krakowie, w dzielnicy Krowodrza.

Kraków – będąc jednym z najatrakcyjniejszych miast Polski – cieszy się dużym zainteresowaniem wśród nabywców nieruchomości, co bardzo wyraźnie można było zauważyć w ostatnich kilkunastu miesiącach.

Analizowana dzielnica umiejscowiona jest w zachodniej części Krakowa. Jej granice wyznaczają ulica ks. Józefa, aleja Krasińskiego, aleja A. Mickiewicza, aleja J. Słowackiego oraz aleja 29 Listopada.

Zgromadzono dane dotyczące 307 lokali mieszkalnych z analizowanej dzielnicy, które w okresie od września 2004 r. do października 2005 r. były przedmiotem obrotu rynkowego.

Każdej nieruchomości przyporządkowano cechy takie jak:

- otoczenie nieruchomości,
- standard,
- dostęp komunikacyjny,
- lokalizacja,
- cena transakcyjna,
- data transakcji.

Atrybuty: *otoczenie*, *standard* oraz *dostęp komunikacyjny* zostały opisane za pomocą czterostopniowej skali w zakresie od „-1” do „2”, gdzie: „-1”, „0”, „1”, „2” oznaczają odpowiednio w kolejności: „niekorzystny”, „przeciętny”, „korzystny” i „bardzo korzystny” wpływ danej cechy na kształtowanie się ceny transakcyjnej.

W przypadku cechy *otoczenie* brano pod uwagę charakter zabudowy w sąsiedztwie nieruchomości wycenianej, obecność obiektów handlowo-usługowych, oświatowych, kulturowych i administracyjnych, terenów zieleni, placów zabaw oraz poziom bezpieczeństwa okolicy.

W zakresie cechy *standard* kierowano się oceną standardu technicznego lokalu mieszkalnego z uwzględnieniem jego zużycia technicznego, funkcjonalnego i środowiskowego.

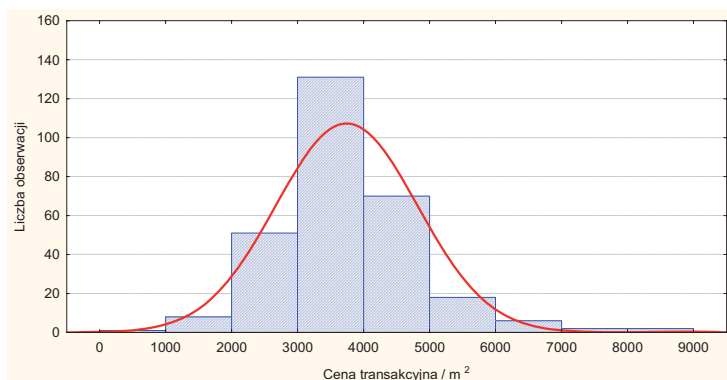
Przyporządkowanie odpowiedniej wartości skali dla atrybutu *dostęp komunikacyjny* następowało po przeanalizowaniu odległości od najbliższych przystanków miejskiej komunikacji tramwajowej i autobusowej, jakości i szybkości dojazdu do przedmiotowej nieruchomości.

W przypadku *lokalizacji* lokale mieszkalne zostały podzielone na trzy grupy zależności od tego, w jakim obrębie ewidencyjnym się one znajdują. Wartość skali równą 0 przypisano nieruchomościom z obrębów: 20, 21, 28, 29, 31, 34, wartość 1 dla obrębów nr: 8, 9, 41, 42, 43, 44 zaś wartość 2 dla obrębów o numerach: 2, 3, 4, 5, 6, 10, 11, 12, 13, 14, 45, 46, 49.

Atrybut *data transakcji* został wyrażony w liczbie miesięcy, jaka upłynęła od daty pierwszej transakcji do daty sprzedaży *i*-tej rozważanej nieruchomości w bazie.

Cenę transakcyjną określono jako jednostkową cenę transakcyjną nieruchomości wyrażoną w zł/m².

Histogram wraz z krzywą rozkładu normalnego Gaussa jednostkowej ceny transakcyjnej dla zbioru wszystkich nieruchomości w bazie przedstawiono na rysunku 1.



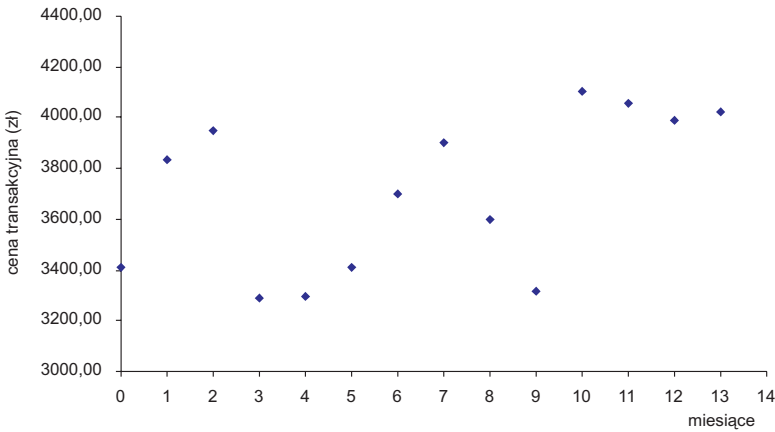
Rys. 1. Histogram rozkładu ceny transakcyjnej w bazie

Dla każdego miesiąca obliczono średnią jednostkową cenę transakcyjną, której zmiany w poszczególnych okresach czasu zostały przedstawione na rysunku 2.

W dalszej części artykułu przedstawiono analizę trendu zmian ceny transakcyjnej w czasie przy wykorzystaniu:

- modelu regresji,
- modelu postaci iloczynowej,
- modelu interwałowego.

Model regresji – zarówno liniowej, jak i nieliniowej – może być wykorzystany dla bazy nieruchomości o podobnych atrybutach, w której skrajne ceny transakcyjne są przesunięte względem siebie o przynajmniej 12 miesięcy i data wyceny nie przekracza trzech miesięcy od daty ostatniej transakcji dla nieruchomości z bazy.



Rys. 2. Zależność średniej jednostkowej ceny transakcyjnej w czasie

Wykorzystano metodę najmniejszych kwadratów, za pomocą której oblicza się parametry funkcji $Y(x)$, gdzie zmienna niezależna jest reprezentowana przez czas (x) zaś zależna przez cenę transakcyjną (Y). Postać liniowa modelu regresji wyraża się wzorem postaci

$$Y = A + B \times x \quad (1)$$

gdzie A stanowi wyraz wolny, zaś B jest miarą zmienności ceny na jednostkę czasu (miesiąc).

Parametry funkcji A i B oblicza się według wzorów:

$$A = \bar{y} - r \times \frac{\sigma(y)}{\sigma(x)} \times \bar{x} \quad (2)$$

$$B = r \times \frac{\sigma(y)}{\sigma(x)} \quad (3)$$

$$r = \frac{\text{cov}(x, y)}{\sigma(x) \times \sigma(y)} \quad (4)$$

$$C_{sk} = C_{trans} + B \times (t_w - t_i) \quad (5)$$

gdzie:

\bar{y} – średnia jednostkowa cena transakcyjna nieruchomości z bazy;

\bar{x} – średnia liczba miesięcy, jaka minęła od daty pierwszej transakcji obliczona dla wszystkich nieruchomości w bazie;

$\sigma(y)$ – odchylenie standardowe jednostkowej ceny transakcyjnej w bazie;

$\sigma(x)$ – odchylenie standardowe czasu wyrażonego jako liczba miesięcy, jaka upłynęła od daty pierwszej transakcji;

- r – współczynnik korelacji zupełnej Pearsona;
- t_w – liczba miesięcy, jaka upłynęła od daty pierwszej transakcji do daty ostatniej transakcji w bazie;
- t_i – liczba miesięcy, jaka upłynęła od daty pierwszej transakcji do transakcji zawartej w i -tym miesiącu;
- C_{sk} – skorygowana cena jednostkowa na datę transakcji,
- C_{trans} – jednostkowa cena transakcyjna.

W przypadku regresji nieliniowej zbadano charakter dopasowania funkcji logarytmicznej, potęgowej, hiperbolicznej i kwadratowej do zbioru danych.

Model postaci iloczynowej opiera się na wyznaczeniu współczynnika zmienności ceny na jednostkę czasu oznaczonego b a wyrażającego się wzorem

$$b = \exp\left(r_{C-t} \frac{\sigma(\ln C)}{\sigma(t)}\right) \quad (6)$$

Korektę ceny transakcyjnej przeprowadza się według następującej formuły

$$C_i(sk) = C_i \times b^{tw-ti} \quad (7)$$

$$C_{sk} = C_{trans} \times b^{tw-ti}$$

Model interwałowy jest wykorzystywany, gdy w analizowanej bazie nieruchomości znajdują się przynajmniej cztery nieruchomości o atrybutach identycznych jak wyceniana, skrajne transakcje w bazie są przesunięte względem siebie co najmniej dziewięć miesięcy, a data ostatniej transakcji odbyła się nie dalej niż trzy miesiące od daty wyceny.

Współczynnik zmienności ceny na jednostkę czasu (miesiąc) oznaczony jako b_{i-k} wyraża się wzorem

$$b_{i-k} = \frac{C_j - C_k}{t_j - t_k} \quad (8)$$

gdzie:

- C_i, C_j – odpowiednio cena transakcyjna i -tej i j -tej transakcji;
- t_i, t_j – odpowiednio liczba miesięcy, jaka upłynęła od daty pierwszej transakcji do daty i -tej i j -tej transakcji.

Wartość współczynnika b_{i-k} jest obliczana dla każdej kombinacji par nieruchomości o takich samych atrybutach jak wyceniana, a następnie wyznacza się jej średnią wartość jako

$$b = \frac{\sum b_{i-k}}{n} \quad (9)$$

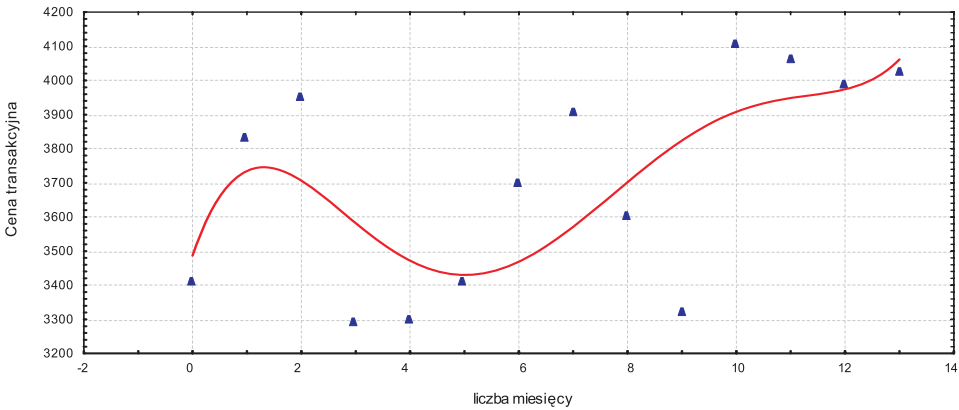
gdzie n – liczba par nieruchomości o atrybutach identycznych jak nieruchomość wyceniana.

2. Analiza trendu zmiany ceny transakcyjnej w czasie dla całej bazy lokali mieszkalnych

Do opisanego charakteru zmian ceny transakcyjnej w przypadku modelu regresji nieliniowej wykorzystano funkcję wykładniczą piątego stopnia, która najlepiej oddaje charakter zmienności ceny transakcyjnej w czasie. Wyraża się ona następującym wzorem

$$C = 3486,74 + 464,88 \times t - 264,08 \times t^2 + 50,76 \times t^3 - 3,94 \times t^4 + 0,11 \times t^5 \quad (10)$$

a jej wykres przedstawiono na rysunku 3.



Rys. 3. Funkcja wykładnicza 5. stopnia

Kwadrat współczynnika korelacji pomiędzy ceną transakcyjną a czasem r wyniósł 0,26. Średnie jednostkowe ceny transakcyjne nieruchomości w poszczególnych miesiącach oraz ich wartości modelowe obliczone na podstawie przedstawionej funkcji potęgowej przedstawiono w tabeli 1.

Korekta ceny transakcyjnej j -tej nieruchomości w i -tym miesiącu wyznaczona jest według następującej formuły

$$C_{sk(j)} = C_{mod(t-13)} - C_{mod(i)} + C_{trans(j)} \quad (11)$$

Wykorzystanie modelu postaci iloczynowej prowadzi do następujących wyników:

$$b = \exp\left(r_{C-t} \frac{\sigma(\ln C)}{\sigma(t)}\right) = 1,0167 \quad (12)$$

$$r_{C-t} = 0,1678 \quad r_{C-t}^2 = 0,0282$$

Tabela 1. Zestawienie średnich jednostkowych cen transakcyjnych w poszczególnych miesiącach oraz ich wartości modelowych

Miesiąc	Średnia jednostkowa cena transakcyjna [zł/m ²]	Średnia jednostkowa cena modelowa [zł/m ²]
Wrzesień 2004 – t 0	3410,85	3486,74
Październik 2004 – t 1	3832,17	3734,47
Listopad 2004 – t 2	3947,57	3706,71
Grudzień 2004 – t 3	3286,48	3582,43
Styczeń 2005 – t 4	3298,50	3471,99
Luty – t 5	3407,30	3430,12
Marzec – t 6	3699,94	3468,94
Kwiecień – t 7	3901,59	3570,90
Maj – t 8	3598,82	3701,77
Czerwiec – t 9	3316,76	3823,66
Lipiec – t 10	4100,73	3907,95
Sierpień – t 11	4056,13	3948,33
Wrzesień – t 12	3989,23	3973,71
Październik – t 13	4022,95	4061,30

W oparciu o te dane przeprowadzono następnie korektę cen transakcyjnych w całej bazie według formuł wcześniej opisanych.

Przy wykorzystaniu modelu interwałowego, z bazy wyodrębniono dwadzieścia lokali mieszkalnych, które podzielono na pięć grup, z których każda składała z nieruchomości o takich samych atrybutach. Uzyskane wyniki przedstawiono w tabeli 2.

Porównując uzyskane wyniki skorygowanych cen transakcyjnych dla całej bazy nieruchomości przy zastosowaniu różnych modeli, można sformułować trzy wnioski:

- 1) Model interwałowy ma ograniczone zastosowanie ze względu na wymaganą liczbę nieruchomości o takich samych atrybutach.
- 2) Ceny skorygowane w oparciu o model regresji nieliniowej oraz postaci iloczynowej są do siebie zbliżone, gdzie różnice pomiędzy tymi metodami mieszczą się w granicach ± 570 zł/m²/miesiąc, co stanowi około 13% średniej ceny transakcyjnej w bazie.
- 3) Wyniki uzyskane w modelu interwałowym różnią się od pozostałych o około 1900 zł/m²/miesiąc, co stanowi około 50% średniej ceny transakcyjnej w bazie.

Tabela 2. Wyniki uzyskane przy zastosowaniu modelu interwałowego

Grupa	Średnia zmiana ceny/miesiąc ΔC	$\sigma_{n-1}(\Delta C)$	Współczynnik rozproszenia $\lambda = \frac{\sigma_{n-1}(\Delta C)}{\Delta C}$
I	358,06	264,48	0,74
II	93,31	102,30	1,09
III	312,23	87,12	0,28
IV	168,12	121,81	0,72
V	45,08	118,00	2,62
średnia	195,36	60,78	0,31

Analizując uzyskane wyniki przy dokonanej korekcie *cen transakcyjnych* nieruchomości ze względu na *czas*, przeprowadzonej dla całej bazy nieruchomości, należy zauważyć, iż w każdym z wykorzystanych modeli oba atrybuty są skorelowane ze sobą na niskim poziomie, co świadczy, że *czas* w małym stopniu wyjaśnia zmienność *ceny transakcyjnej*. Zatem możemy stwierdzić, że mimo dużej bazy danych (307 lokali mieszkalnych), nie jest możliwe opisanie zmienności *cen transakcyjnych* w zależności od jednej zmiennej objaśniającej jaką jest *czas*. W związku z powyższym wprowadzono do analizy jeden z atrybutów nieruchomości stanowiący dodatkową zmienną objaśniającą – *lokalizacja*, w celu dokładniejszego zaprezentowania udziału *czasu* w wyjaśnianiu zmienności ceny.

Atrybut *lokalizacja* wykorzystano, dokonując podziału bazy nieruchomości na pięć grup (tab. 3) w zależności od przynależności do poszczególnych obrębów ewidencyjnych.

Tabela 3. Podział bazy lokali mieszkalnych na grupy

Numer grupy	Numer obrębu ewidencyjnego
I	9, 10, 11, 15, 16, 17, 23
II	2, 3, 4, 5, 6, 12, 13, 14, 45, 46
III	40, 41, 44
IV	1, 7, 8, 18, 19, 20, 21, 22, 47, 48, 49, 50, 51, 52, 53
V	26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 42, 43

W poszczególnych grupach dokonano korekty cen transakcyjnych, wykorzystując model regresji liniowej i nieliniowej oraz model postaci iloczynowej.

Przedstawienie modelu interwałowego okazało się niemożliwe, ze względu na brak w każdej z grup wystarczającej liczby lokali mieszkalnych o identycznych atrybutach do wykonania obliczeń.

Grupa I

Zawiera ona informacje o 14 lokalach mieszkalnych.

Model regresji liniowej (rys. 4) przedstawiono za pomocą funkcji w postaci

$$C = 3443,0649 + 270,2479 \times t \quad (13)$$

zaś współczynnik korelacji Pearsona r_{C-t} oraz jego kwadrat r^2_{C-t} wyniosły odpowiednio:

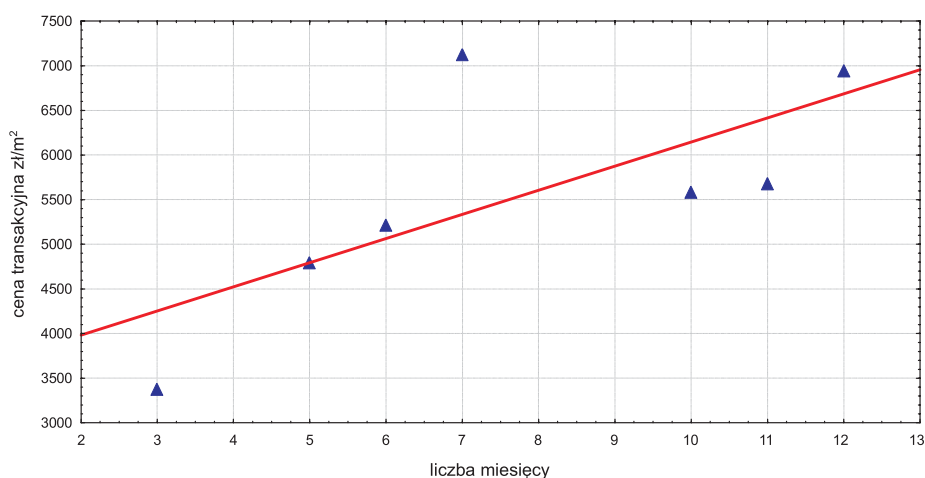
$$r_{C-t} = 0,7076 \quad r^2_{C-t} = 0,5007$$

Model postaci iloczynowej prowadzi do następujących wyników:

$$b = \exp\left(r_{C-t} \frac{\sigma(\ln C)}{\sigma(t)}\right) = 1,0834 \quad (14)$$

$$r_{C-t} = 0,6336 \quad r^2_{C-t} = 0,4014$$

Różnice pomiędzy skorygowanymi cenami w obu metodach różnią się między sobą nawet wartością przewyższającą średnią cenę transakcyjną uzyskaną w tej grupie nieruchomości, co może wynikać ze zbyt małej próbki.



Rys. 4. Wykres funkcji liniowej modelu regresji

Grupa II

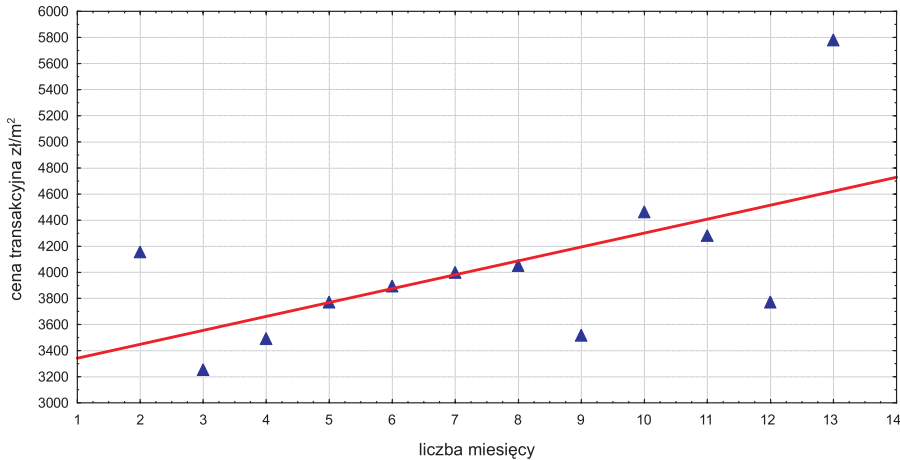
Zawiera ona informacje o 140 lokalach mieszkalnych.

Model regresji liniowej (rys. 5) przedstawiono za pomocą funkcji postaci

$$C = 3236,577 + 106,5557 \times t \quad (15)$$

zaś współczynnik korelacji Pearsona oraz jego kwadrat wyniosły odpowiednio:

$$r_{C-t} = 0,5916 \quad r^2_{C-t} = 0,3500$$



Rys. 5. Wykres funkcji liniowej modelu regresji

Model postaci iloczynowej prowadzi do następujących wyników:

$$b = \exp\left(r_{C-t} \frac{\sigma(\ln C)}{\sigma(t)}\right) = 1,0172 \quad (16)$$

$$r_{C-t} = 0,1612 \quad r^2_{C-t} = 0,0260$$

Różnice pomiędzy skorygowanymi cenami w obu metodach różnią się między sobą do 29% średniej ceny transakcyjnej nieruchomości w rozpatrywanej grupie.

Grupa III

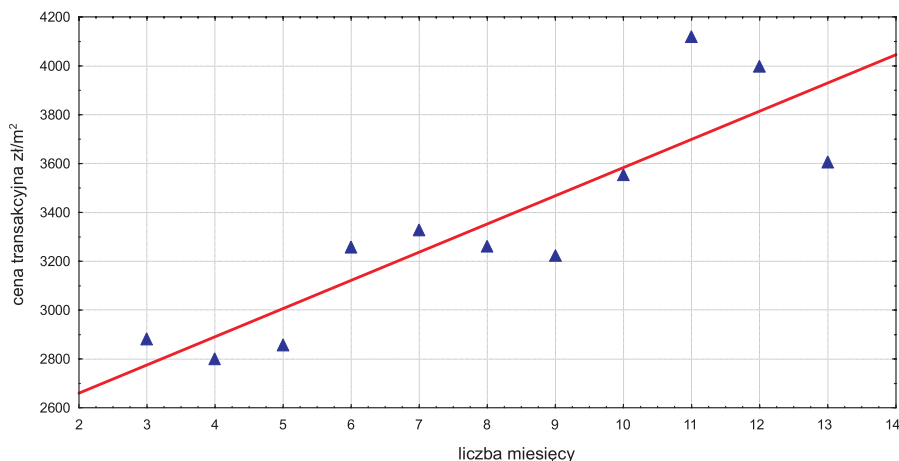
Zawiera ona informacje o 103 lokalach mieszkalnych.

Model regresji liniowej (rys. 6) przedstawiony jest za pomocą funkcji postaci

$$C = 2429,6417 + 115,4144 \times t \quad (17)$$

zaś współczynnik korelacji Pearsona oraz jego kwadrat wyniosły odpowiednio:

$$r_{C-t} = 0,8739 \quad r^2_{C-t} = 0,7637$$



Rys. 6. Wykres funkcji liniowej modelu regresji

Model postaci iloczynowej prowadzi do następujących wyników:

$$b = \exp\left(r_{C-t} \frac{\sigma(\ln C)}{\sigma(t)}\right) = 1,0392 \quad (18)$$

$$r_{C-t} = 0,3525 \quad r^2_{C-t} = 0,1243$$

Różnice pomiędzy skorygowanymi cenami w obu metodach różnią się między sobą do 35% średniej ceny transakcyjnej nieruchomości w rozpatrywanej grupie.

Grupa IV

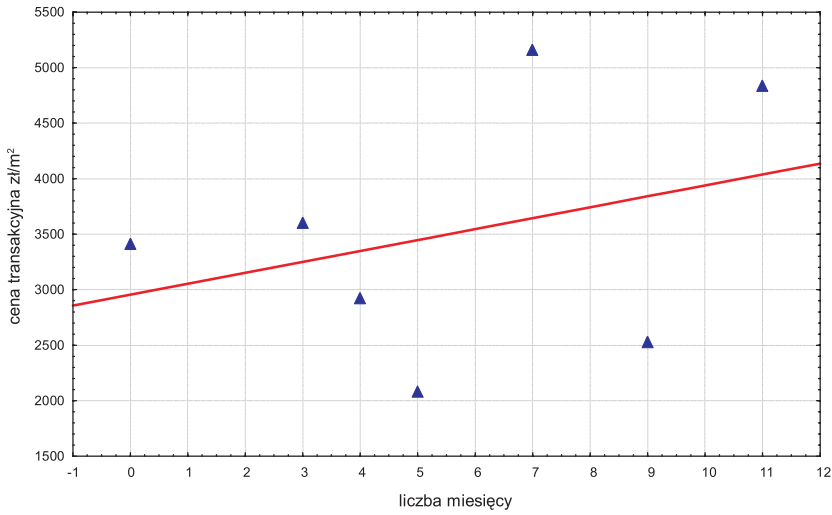
Zawiera ona informacje o 9 lokalach mieszkalnych.

Model regresji liniowej (rys. 7) przedstawiony jest za pomocą funkcji postaci

$$C = 2955,4882 + 98,4159 \times t \quad (19)$$

zaś współczynnik korelacji Pearsona oraz jego kwadrat wyniosły odpowiednio:

$$r_{C-t} = 0,3214 \quad r^2_{C-t} = 0,1033$$



Rys. 7. Wykres funkcji liniowej modelu regresji

Model postaci iloczynowej prowadzi do następujących wyników:

$$b = \exp\left(r_{C-t} \frac{\sigma(\ln C)}{\sigma(t)}\right) = 1,0102 \quad (20)$$

$$r_{C-t} = -0,0234 \quad r^2_{C-t} = 0,0005$$

Różnice pomiędzy skorygowanymi cenami w obu metodach różnią się między sobą do 30% średniej ceny transakcyjnej nieruchomości w rozpatrywanej grupie.

Grupa V

Zawiera ona informacje o 24 lokalach mieszkalnych.

Model regresji liniowej (rys. 8) przedstawiony jest za pomocą funkcji postaci:

$$C = 3563,8194 - 1,2763 \times t \quad (21)$$

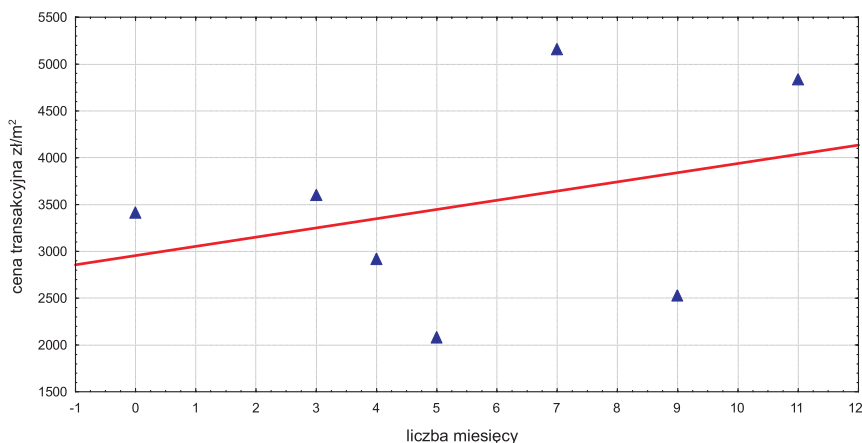
zaś współczynnika korelacji Pearsona oraz jego kwadrat wyniosły odpowiednio:

$$r_{C-t} = -0,0131 \quad r^2_{C-t} = 0,0002$$

Model postaci iloczynowej prowadzi do następujących wyników:

$$b = \exp\left(r_{C-t} \frac{\sigma(\ln C)}{\sigma(t)}\right) = 1,9986 \quad (22)$$

$$r_{C-t} = -0,0221 \quad r^2_{C-t} = 0,0005$$



Rys. 8. Wykres funkcji liniowej modelu regresji

Różnice pomiędzy skorygowanymi cenami w obu metodach różnią się między sobą do 2% średniej ceny transakcyjnej nieruchomości w rozpatrywanej grupie.

3. Wnioski

Model interwałowy, którego wykorzystanie przedstawiono w pierwszej części obliczeń, przeprowadzonej dla całej bazy nieruchomości, ma mały zakres zastosowania ze względu na wymaganą minimalną liczbę nieruchomości w bazie o takich samych atrybutach. Wyniki uzyskane w tym modelu znacznie odbiegają od tych, które zostały obliczone z wykorzystaniem pozostałych modeli.

Model postaci iloczynowej oraz model regresji nieliniowej są do siebie zbliżone w zakresie uzyskanych wyników aczkolwiek jest to bardziej widoczne w przypadku podziału całej bazy nieruchomości na grupy zawierające lokale mieszkalne o podobnej lokalizacji i dotyczy w szczególności tych grup, które zawierają wystarczającą liczbę nieruchomości do przeprowadzenia estymacji parametrów modeli. Rozbieżne wyniki uzyskano w przypadku małych próbek. Większy udział w wyjaśnianiu zmienności ceny transakcyjnej przez atrybut *czas* zaobserwowano dla modelu regresji nieliniowej.

Przeprowadzona analiza w pierwszej części obliczeń wykonanych dla całej bazy lokali mieszkalnych dowodzi, iż zmienność ceny transakcyjnej powinna być rozpatrywana w oparciu nie tylko o *czas*, który samodzielnie wyjaśnia w około 26% i 3% zmienności cen transakcyjnej odpowiednio w przypadku modelu regresji oraz modelu postaci iloczynowej. W związku z tym, w dalszej kolejności, wpływ

atrybutu *czas* na *cenę transakcyjną*, przeprowadzono z uwzględnieniem dodatkowego atrybutu – *lokalizacja*. Dokonano podziału bazy na grupy, według usytuowania nieruchomości w poszczególnych obrębach ewidencyjnych. Wyniki uzyskane w tej części wskazują na większy udział *czasu* w wyjaśnianiu zmienności ceny w przypadku grup zawierających dane o kilkudziesięciu lokalach mieszkalnych, gdzie *czas* jest skorelowany z *ceną* na poziomie średnim. W pozostałych przypadkach *czas* jest skorelowany z *ceną* na poziomie słabym, co prowadzi do wniosku, iż mimo licznej bazy danych, konieczne jest rozpatrywanie charakteru zmienności ceny transakcyjnej również z uwzględnieniem wpływu innych atrybutów nieruchomości, takich jak: położenie, standard, otoczenie, powierzchnia użytkowa lokalu, położenie w budynku (piętro), dostęp komunikacyjny czy liczba i rodzaj pomieszczeń przynależnych do lokalu.

Literatura

- [1] Czaja J.: *Metody szacowania wartości rynkowej i katastralnej nieruchomości*. KOMP-SYSTEM, Kraków 2001.
- [2] Czaja J., Parzych P.: *Sposoby wyznaczania trendu zmiany cen w czasie na przykładzie liczbowym*. Finansowanie Nieruchomości, nr 2, Centrum Prawa Bankowego i Informacji sp. z o.o., 2007.
- [3] Elektroniczny Podręcznik Statystyki PL, StatSoft 2006.