

Kamil Maciuk, Paweł Biskup

AGH Akademia Górniczo-Hutnicza, Katedra Geodezji Zintegrowanej i Kartografii,
al. Mickiewicza 30, 30-059 Kraków; e-mail: maciuk@agh.edu.pl; pawbis3351@gmail.com

WPLYW BUDOWY LINII TRAMWAJOWEJ NA WARTOŚĆ NIERUCHOMOŚCI MIESZKANIOWYCH*

Streszczenie: W pracy badano wpływ budowy linii tramwajowej na zmienność cen nieruchomości mieszkaniowych. Obiektem badań była krakowska dzielnica XIII Podgórze, na której terenie w 2010 r. oddano do użytku linię tramwajową w kierunku na Mały Płaszów. Do badań przyjęto bazę cen transakcyjnych mieszkań położonych w odległości do 500 m od nowo wybudowanej linii tramwajowej z lat 2008–2013. Przeprowadzona analiza statystyczna z wykorzystaniem modelu regresji wielorakiej wykazała 91-procentowy współczynnik determinacji ceny przez atrybuty. Wykazano, iż atrybut „komunikacja” samodzielnie wyjaśnia aż 27,8% wartości nieruchomości, co w przeliczeniu na cenę jednostkową daje wzrost średniej ceny nieruchomości o ponad 600 zł/m² po wybudowaniu linii tramwajowej.

Słowa kluczowe: linia tramwajowa, inwestycja, wycena nieruchomości

IMPACT OF TRAMLINE CONSTRUCTION ON REAL ESTATE VALUE

Abstract: In the study, the impact of tramline construction on changes of apartment prices was investigated. The object of study was Podgórze, i.e. district XIII of Kraków, where a tramline towards Mały Płaszów was built in 2010. The authors used the base of transaction prices from 2008-2013 for apartments located within 500 m of the newly built tramline. Statistical analysis using the multiple regression model showed a 91% coefficient of price determination by the adopted attributes. It was shown that the „communication/transport” attribute explains 27.8% of property values, which gives the average real estate price increase by over PLN 600 per sq. m calculated per unit price after the construction of the new tramline.

Keywords: tramline, investment, real estate valuation.

Budowa urządzeń infrastruktury technicznej, komunikacyjnej czy obiektów użyteczności publicznej może wpływać na wartość nieruchomości na lokalnym rynku. Liczne badania i analizy polskiego oraz zagranicznego rynku nieruchomości świadczą, iż wpływ ten jest możliwy do określenia na podstawie badań reprezentatywnej bazy nieruchomości. Ghebreegiabiher Debrezion, Eric Pels i Piet Rietveld (2011), którzy analizowali wpływ dostępności stacji kolejowej na ceny domów i mieszkań, wykazali między innymi, iż podwojenie częstości kursowania pociągów prowadzi do wzrostu wartości mieszkań do 2,5%. Roderick B. Diaz (1999) udowodnił średnio 10-procentowy wzrost wartości domów jednorodzinnych położonych w bliskiej odległości od nowo wybudowanej linii kolejowej. Podobna analiza wykazała wzrost cen nieruchomości położonych w pobliżu nowo wybudowanej linii metra (Mohammad i in. 2015), przy czym efekt ten był

* Artykuł powstał w ramach badań statutowych 11.11.150.444.

najsilniejszy w przypadku nieruchomości komercyjnych. Wpływ budowy linii metra na wartość nieruchomości mieszkaniowych wykazali również Hui Sun, Yuning Wang i Qingbo Li (2016), którzy udowodnili także, iż budowa linii metra ma większy wpływ na strefy peryferyjne miasta niż centralne. Z kolei dyskusję na temat zmian, jakie zachodzą w sferze transportu publicznego i mobilności mieszkańców, znaleźć można w pracy Michała Beima (2015). Jego badania dotyczyły określenia związku między infrastrukturą transportową a wartością nieruchomości. Tu również końcowy wynik badań pozwolił potwierdzić, iż ceny najmu mieszkań oraz ceny transakcyjne sprzedaży były wyższe dla mieszkań leżących w pobliżu linii tramwajowych, metra lub kolei miejskiej niż nieruchomości bardziej od nich oddalonych.

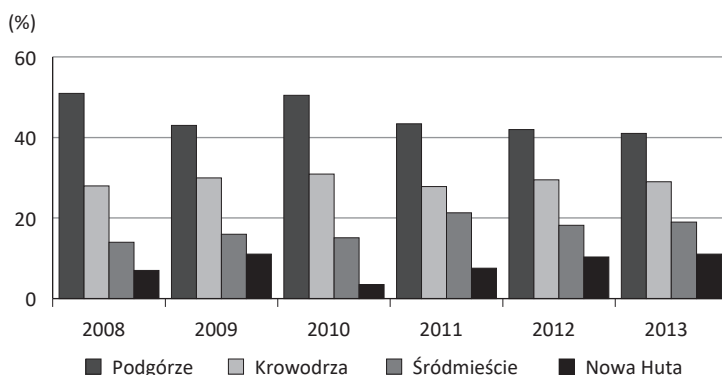
Kwestia wpływu budowy nowych połączeń tramwajowych na wartość mieszkań została poruszona w artykule Ewy Budnik (2011). Z ocen trójmiejskich pośredników nieruchomości wynika, iż wzrasta atrakcyjność lokalizacji, gdzie miałyby powstać nowe linie tramwajowe, a co za tym idzie, wzrastają ceny mieszkań położonych na terenach do nich przyległych. Podobna analiza została przedstawiona w raporcie ZDG TOR i WealthSolutions (2011). Badano realizacje inwestycji w infrastrukturę komunikacyjną oraz ich potencjał komunikacyjny w kilku polskich aglomeracjach. Wykazano, iż nowe węzły komunikacyjne nie tylko wpływają na wzrost cen działek usługowych ulokowanych wokół inwestycji, ale również na cenę ziemi budowlanej oraz rolnej. Podobne badania w innych polskich miastach przeprowadzone zostały między innymi w pracach Jędrzeja Gadzińskiego (2016) czy Gadzińskiego i Adama Radzimskiego (2016).

Powyższe przykłady dotyczące budowy urządzeń infrastruktury technicznej, komunikacyjnej oraz obiektów użyteczności publicznej wykazały, że nie tylko w Polsce, ale i na całym świecie istnieje korzystna zależność pomiędzy tego typu inwestycjami a wzrostem wartości nieruchomości. Tego typu analizy nie zostały do tej pory przeprowadzone w takim zakresie na obszarze naszego kraju, dlatego stanowić one mogą potencjalny kierunek poszukiwań dla deweloperów bądź indywidualnych inwestorów w rynek mieszkaniowy. Natomiast krakowski rynek nieruchomości mieszkaniowych jako bardzo obszerny i w pełni rozwinięty wybrany został za obszar badań. Analizy przeprowadzone w niniejszej pracy dotyczyć będą wpływu budowy linii tramwajowej na Mały Płaszów w Krakowie na ceny mieszkań znajdujących się w odległości do 500 m od nowo powstałych przystanków tramwajowych.

Analiza lokalnego rynku nieruchomości

Kraków jest atrakcyjnym miejscem dla inwestorów, którzy doceniając atuty miasta, przyczyniają się do dynamicznego rozwoju rynku nieruchomości. Korzystne położenie geograficzne, bliskość lotniska, dostępność wysoko wykwalifikowanych pracowników, absolwentów licznych krakowskich uczelni oraz przyciągająca turystów uroda i niezwykły klimat Krakowa stanowią największy potencjał i sprzyjają decyzjom o rozpoczęciu inwestycji. Dane w podziale administracyjnym Krakowa na cztery główne dzielnice pod koniec 2008 r.

przedstawiają się następująco: około 50% z oferowanych na rynku inwestycji zrealizowano na obszarze Podgórze, 28% w Krowodrzy, 14% w Śródmieściu, a tradycyjnie najmniej w Nowej Hucie – ponad 7% (ryc. 1). W 2009 r. zanotowano wzrost liczby nowych inwestycji mieszkaniowych o 56% w stosunku do roku poprzedniego. W 2010 r. podobnie jak w latach poprzednich ponad 50% inwestycji było zrealizowanych na obszarze Podgórze, natomiast w 2013 r. udział ten spadł do 41%. Na podstawie danych przedstawionych na ryc. 1 można wywnioskować, iż najbardziej przyjazną dla inwestorów była dzielnica Podgórze, na terenie której w latach 2008–2013 powstawało najwięcej inwestycji.

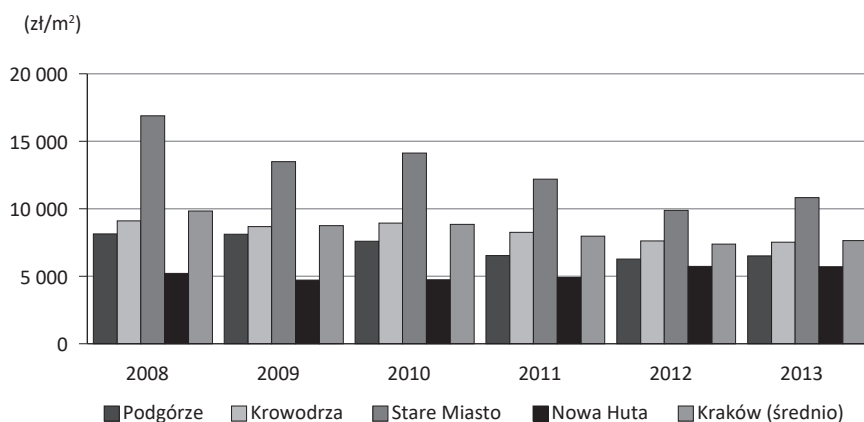


Ryc. 1. Rozmieszczanie nowych mieszkań w głównych dzielnicach Krakowa

Źródło: UMK 2014.

Średnie ceny mieszkań w krakowskich dzielnicach wynikają bezpośrednio z odległości od Rynku Głównego, czyli centrum miasta (ryc. 2) – spadały one wraz ze wzrostem odległości od Starego Miasta. Oczywiście średnia cena prezentuje jedynie uproszczony obraz rynku, a w każdej z dzielnic znaleźć można było oferty, których cena znacznie odbiegała od średniej. Wpływ na to miały między innymi takie czynniki, jak: lokalizacja, położenie budynku, jego standard, układ komunikacji czy renoma dewelopera.

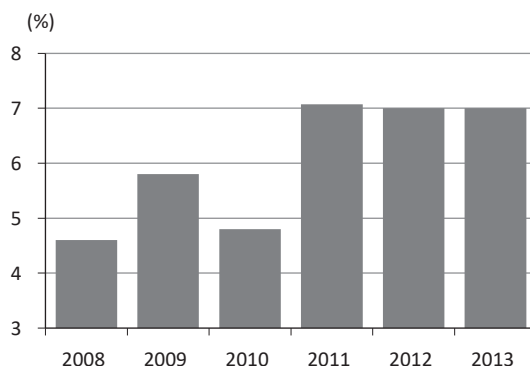
Charakterystykę rynku nieruchomości dzielnicy XIII Podgórze, przez którą przebiega linia tramwajowa w kierunku Małego Płaszowa, przeprowadzono na podstawie analizy liczby transakcji oraz cen jednostkowych nieruchomości. Ulica Lipska, wzdłuż której powstał węzeł komunikacyjny w kierunku pętli Mały Płaszów, jest alternatywą mieszkaniową dla mieszkańców ścisłego centrum Krakowa. Pojawienie się takich możliwości spowodowało napływ ludności do tej części miasta Krakowa oraz budowę nowych nieruchomości mieszkaniowych i komercyjnych na tym obszarze. W sposób naturalny tereny te stały się przedmiotem zainteresowania deweloperów, inwestorów, pośredników oraz osób zajmujących się nieruchomościami zawodowo. Dzielnica XIII Podgórze, na której znajduje się linia tramwajowa w kierunku pętli Mały Płaszów, cieszy się od kilku lat niesłabnącą popularnością wśród osób pragnących wyprowadzić się poza granicę ścisłego Krakowa i od wielu lat liczba mieszkańców na tym terenie wzrasta.



Ryc. 2. Zestawienie średnich cen nowych mieszkań w krakowskich dzielnicach

Źródło: UMK 2014.

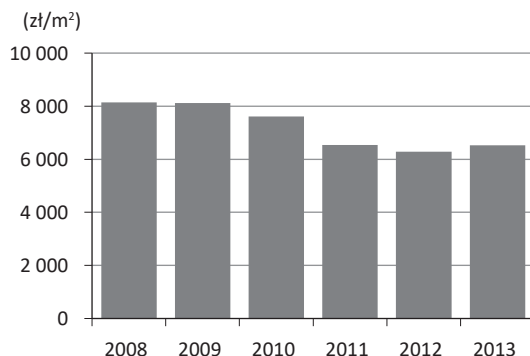
Ze względu na brak danych z rynku pierwotnego dotyczącego podaży mieszkań przeanalizowano rynek wtórny z lat 2008–2013 dla XIII dzielnicy Podgórze (ryc. 3). W 2008 r. ponad 4,6% wszystkich oferowanych do sprzedaży mieszkań pochodziła z tej dzielnicy. Na zestawieniu widać również, że w 2009 r. zwiększyła się ich podaż do 5,8%. W kolejnym roku zauważalny jest spadek podaży o jeden punkt procentowy i dla 2010 r. podaż ta wyniosła 4,8%. Lata 2011–2013 przyniosły gwałtowny wzrost liczby ofert, co dało wynik równy niewiele ponad 7%, świadczący o zainteresowaniu potencjalnych nabywców. Wzrost podaży w latach 2011–2013 w stosunku do lat wcześniejszych, widoczny na ryc. 3, może być po części tłumaczony budową linii tramwajowej na Mały Płaszów. Przyłączenie tej części miasta do sieci tramwajowej zwiększyło jej atrakcyjność inwestycyjną dla deweloperów i tym samym spowodowało zwiększenie podaży mieszkań na rynku pierwotnym w dzielnicy XIII Podgórze.



Ryc. 3. Procentowa podaż mieszkań w dzielnicy XIII Podgórze w latach 2008–2013 na rynku wtórnym

Źródło: UMK 2014.

Jak pokazują dane na ryc. 4, średnie ceny nowych mieszkań w latach 2008–2013 na obszarze XIII dzielnicy Podgórze systematycznie spadały, osiągając wartość nieco ponad 6500 zł/m² w 2013 r. Spadek wynika w głównej mierze z utrzymujących się wysokich cen na początku 2008 r., które stanowiły barierę popytu, a zatrzymanie popytu pogłębiło z kolei spadki cen. Widoczny stał się stan, w którym było brak chętnych do kupna mieszkań, a jednocześnie realizacje rozpoczętych inwestycji mieszkaniowych dobiegały końca. Na stopniową obniżkę średnich cen mieszkań w XIII dzielnicy miały również wpływ nowe inwestycje w innych dzielnicach oferowane w niższych cenach, a także obniżki cen w oferowanych już wcześniej inwestycjach.



Ryc. 4. Zestawienie średnich cen nowych mieszkań w XIII dzielnicy Podgórze

Źródło: UMK 2014.

Nieznaczny spadek cen nowych mieszkań od 2010 r. po części spowodowany był także skutkami światowego kryzysu na rynku nieruchomości, który nieco później dotarł do Polski. Ogólnoswiatowy kryzys finansowy został zapoczątkowany w 2007 r. w Stanach Zjednoczonych, gdzie pojawiły się problemy z obsługą kredytów hipotecznych oraz dodatkowo malejące ceny nieruchomości, które powodowały straty w sektorze bankowym. Mniejsza dostępność finansowania zewnętrznego przyczyniła się do ograniczenia popytu na kredyt między innymi na pierwotnym i wtórnym rynku nieruchomości, a także utrudniała finansowanie nowych inwestycji deweloperskich. Negatywny impuls rozwojowy, wywołany kryzysem sektora finansowego i rynku nieruchomości w USA, dotarł również do Polski, jednak nie był w każdym jej rejonie odczuwalny. Kryzys związany z rynkiem nieruchomości nie uwidocznił się na rynku krakowskim w początkowym jego okresie. Jak pokazuje ryc. 4, w latach 2008–2010 ceny nieruchomości w krakowskiej dzielnicy utrzymywały się na dość wysokim i stabilnym poziomie. Dopiero po 2010 r. ceny nieruchomości zaczęły stopniowo spadać, w związku z tym był on nieznacznie opóźniony. Na podstawie analizy krakowskiego rynku nieruchomości można powiedzieć, że przetrwał on okres kryzysu i uniknął recesji, jednak odbyło się to kosztem ograniczenia dynamiki wzrostu rozwoju rynku nieruchomości (Nazarczuk 2013).

Linia tramwajowa Mały Płaszów

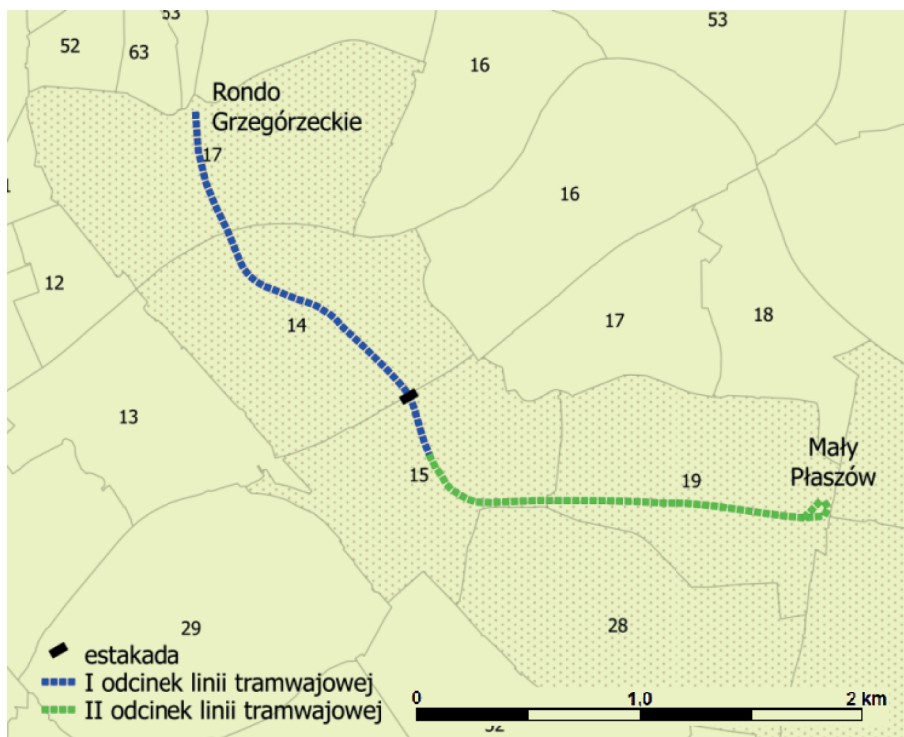
Do najnowszych krakowskich inwestycji związanych z rozbudową sieci tramwajowej należą linie w kierunku Kurdwanowa (rok oddania do użytku – 2000), Małego Płaszowa (2010) i Czerwonych Maków (2012). W niniejszej pracy analizowano budowę nowo powstałej linii tramwajowej na Mały Płaszów i jej potencjalny wpływ na wartość nieruchomości mieszkaniowych. Budowa rozpoczęła się w styczniu 2010 r. Inwestycja ta prowadzona była równolegle wraz z przebudową ulicy Kuklińskiego, remontem ulicy Lipskiej, budową terminala przesiadkowego na Małym Płaszowie, a także budową estakad nad skrzyżowaniem ulicy Nowohuckiej i Klimeckiego oraz Powstańców Wielkopolskich i Kuklińskiego. W rezultacie powstała licząca 4,2 km dwutorowa linia tramwajowa z ronda Grzegórzeckiego do pętli Mały Płaszów (ryc. 5).



Ryc. 5. Przebieg linii tramwajowej na Mały Płaszów (kolor niebieski) na tle całej sieci

Źródło: Wikiwand 2017.

W całym procesie realizacji inwestycji kluczowymi były trzy daty: 20 stycznia 2010 r. – podpisanie umowy z firmą ZUE na realizację inwestycji; 4 sierpnia 2010 r. – oddanie do eksploatacji pierwszego odcinka nowej linii tramwajowej z ronda Grzegórzeckiego do końcówki „Szkłarska” (ryc. 6, kolor niebieski) i 18 listopada 2010 r. – oddanie do eksploatacji drugiego i ostatniego odcinka nowej linii tramwajowej (ryc. 6, kolor zielony) (Wojtaszek 2013). Linia tramwajowa w kierunku Małego Płaszowa przebiega przez tereny czterech krakowskich obrębów XIII dzielnicy Podgórze: 14, 15, 17 i 19.



Ryc. 6. Etapy budowy linii tramwajowej na tle obrębów XIII dzielnicy Podgórze

Źródło: <http://miip.geomalopolska.pl>, opracowanie własne.

Dzielnica XIII Podgórze stała się doskonałym zapleczem do rozwoju działalności gospodarczej i przemysłowej, zarówno dzięki bliskości centrum miasta, jak i rozwiniętej sieci kolejowej. Charakterystyczną jej cechą jest również znaczna ilość terenów zielonych, czym Podgórze zdecydowanie przewyższa inne dzielnice Krakowa – niemal z każdego miejsca dzielnicy XIII Podgórze jest nie dalej niż 200 metrów do terenów zielonych. Po tej stronie miasta znajdują się też obwodnica, która łączy się z odcinkiem autostrady A4. Teren jest płaski bez znacznych wzniosłości, co znacznie ułatwia tworzenie nowych tras komunikacyjnych (Doległo 2011).

Metodologia pracy

Jednym z podstawowych zakresów analizy rynku nieruchomości jest określenie trendu zmiany cen transakcyjnych w czasie. Trend zmian cen w czasie jest parametrem wpływającym na wartość nieruchomości, którego wielkość należy wyznaczyć niezależnie od pozostałych atrybutów, w związku z tym nie powinien być traktowany jako zmienna, lecz jako parametr. Do właściwego wyznaczenia trendu zmiany cen w czasie należy posługiwać się odpowiednio dużą bazą nieruchomości reprezentatywnych, która była tworzona w odpowiednio długim

okresie czasu (Bitner 2007). Aktualizacja cen nieruchomości ze względu na czas – obok określenia cech rynkowych i ich wpływu na zróżnicowanie poziomu cen – jest jednym z elementów procesu analizy rynku nieruchomości. Przyjęty sposób, w jaki następuje aktualizacja cen transakcyjnych, powinien zależeć od liczby zebranych transakcji. Wyróżnia się kilka modeli stosowanych do wyznaczenia trendu zmian cen nieruchomości w czasie. Najpowszechniej stosowanymi są: model interwałowy, regresji liniowej, regresji liniowej ważonej oraz model regresji nieliniowej. Model liniowej regresji dla trendu zmiany cen w czasie stosowany jest dla baz nieruchomości o atrybutach podobnych jak nieruchomość wyceniana. W celu określenia ilościowego wpływu czasu na zmienność cen nieruchomości w bazie na tle innych atrybutów należy dla każdego rozważanego atrybutu względem ceny obliczyć współczynnik korelacji zupełnej (Pearsona, r_i), jego kwadrat oraz współczynnik korelacji cząstkowej (1):

$$r_i = \frac{\sum_{i=1}^n (t_i - \hat{t})(c_i - \hat{c})}{n \cdot \sigma_t \cdot \sigma_c} \quad (1)$$

gdzie:

t_i – liczba miesięcy przesunięcia transakcji,

\hat{t} – przeciętna wartość z liczby miesięcy przesunięcia transakcji,

c_i – cena jednostkowa nieruchomości,

\hat{c} – przeciętna wartość z jednostkowych cen,

n – liczba nieruchomości z bazy,

σ_t – odchylenie standardowe z liczby miesięcy przesunięcia transakcji,

σ_c – odchylenie standardowe z jednostkowych cen nieruchomości z bazy.

Współczynniki korelacji zupełnej często traktowane są jako miarodajne udziały wagowe cech rynkowych. Wartości tych współczynników r_i między jednostkową ceną a danym atrybutem z bazy są dobrym wskaźnikiem do określenia udziałów wagowych k_j atrybutów (2).

$$k_j = \frac{r_j^2}{\sum_{j=1}^u r_j^2} \quad (2)$$

W badaniu wartości współczynników korelacji zupełnej dla poszczególnych par atrybutów możliwy do określenia jest stopień ich wzajemnej współzależności. Dla par atrybutów, które wyrażają wysoki współczynnik korelacji na poziomie $r_{ij} > 0,6$, można wywnioskować, iż mają podobny wpływ na kształtowanie cen nieruchomości. Na podstawie wartości współczynnika korelacji czas – cena (r) oraz odchyłeń standardowych ceny (σ_c) i czasu (σ_t) współczynniki modelu regresji liniowej:

$$B = r \cdot \frac{\sigma_c}{\sigma_t} \quad (3)$$

gdzie B jest współczynnikiem linii prostej regresji, określającym najbardziej prawdopodobny przyrost jednostkowej ceny nieruchomości za każdy miesiąc,

$$A = \hat{c} - B \cdot \hat{t} \quad (4)$$

a parametr linii prostej regresji A opisuje prognozowaną cenę nieruchomości na datę pierwszej transakcji (w zerowym miesiącu). Korektę cen rynkowych na datę wyceny, wyrażoną przez liczbę miesięcy t_w , jakie upłynęły od daty pierwszej transakcji, można obliczyć ze wzoru:

$$c_{i(t)} = c_i + B \cdot (t_w - t_i) \quad (5)$$

Na podstawie estymowanych parametrów A i B można obliczyć wartości odchylek losowych skorygowanych cen do cen z modeli regresji za pomocą wzoru:

$$\delta_i = c_i - (A + B \cdot t_i) \quad (6)$$

W podejściu porównawczym stosowane są trzy metody wyceny: porównywania parami, korygowania ceny średniej oraz analizy statystycznej rynku (Prystupa 2009). W niniejszej pracy w związku z bazą składającą się z kilkudziesięciu nieruchomości zastosowano metodę analizy statystycznej rynku z wykorzystaniem modelu liniowej regresji wielorakiej (wielomianowej). Model ten był do tej pory szeroko stosowany w podobnych analizach dotyczących zarówno rynku nieruchomości (Dąbrowski 2011; Frukacz i in. 2011; Meszek, Dziadosz 2011), jak i transportu drogowego (Bauer 2007; Makovšek i in. 2012; Kulpa 2013) czy szynowego (Gadziński, Radzimski 2016).

W procedurze regresji wielorakiej definiuje się zmienną zależną (objaśnianą) i zmienną niezależną (objaśniającą). Zmienną objaśnianą reprezentują cena lub dochód z nieruchomości (C_i), zaś zmienną objaśniającą – atrybuty nieruchomości (X_1, X_2, \dots, X_k). Model regresji wielorakiej opisuje zależność zmiennej objaśnianej od poszczególnych zmiennych objaśniających. Dla wielu zmiennych niezależnych X_1, X_2, \dots, X_k model liniowej regresji wielorakiej jest zdefiniowany za pomocą hiperpłaszczyzny w przestrzeni $k + 1$ wymiarowej (Czaja 2001):

$$Y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_k X_k = G(X) \quad (7)$$

gdzie:

Y – zmienna losowa zależna (prognozowana cena nieruchomości),

X_1, X_2, \dots, X_k – zmienna losowa niezależna (atrybuty nieruchomości),

$a_0, a_1, a_2, \dots, a_k$ – współczynniki regresji zmiennej Y względem zmiennych X_i wyznaczone metodą najmniejszych kwadratów.

Współczynniki modelu regresji wielorakiej można wyznaczyć za pomocą rozwiązania układu równań w postaci macierzowej:

$$X \times a = Y \quad (8)$$

gdzie:

$$X = \begin{bmatrix} 1x_{11} & \cdots & x_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 1x_{n1} & \cdots & x_{nk} \end{bmatrix} \quad (9)$$

X jest macierzą zmiennych niezależnych (atrybutów),

$$a = \begin{bmatrix} a_0 \\ a_1 \\ \vdots \\ a_{0k} \end{bmatrix} \quad (10)$$

natomiast a jest macierzą jednokolumnową poszukiwanych współczynników liniowej regresji wielorakiej,

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} \quad (11)$$

a Y jest macierzą jednokolumnową cen nieruchomości. Rozwiązanie układu równań (8) metodą najmniejszych kwadratów umożliwi wyznaczenie współczynników regresji wielorakiej a_i na podstawie zależności:

$$\hat{a} = (X^T \times X)^{-1} \times X^T \times Y \quad (12)$$

Określenie niedokładności estymacji parametrów modelu regresji wielorakiej polega na wyznaczeniu wariancji resztowej za pomocą wzoru:

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{Y^T \times Y - \hat{a}^T \times X^T \times Y}{n - k - 1} \quad (13)$$

gdzie n jest liczbą porównywanych nieruchomości, zaś k jest liczbą rozpatrywanych atrybutów.

Podstawową miarę dopasowania modelu, a także jego wiarygodność charakteryzuje współczynnik liniowej korelacji wielorakiej R^2 (determinacji):

$$R^2 = 1 - \frac{\det(K)}{\det(K_0)} \quad (14)$$

gdzie:

$$K = \begin{bmatrix} 1 & r_{01} & r_{02} & \cdots & r_{0k} \\ r_{10} & 1 & r_{12} & \cdots & r_{1k} \\ r_{20} & r_{21} & 1 & \cdots & r_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{k0} & r_{k1} & r_{k2} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (15)$$

r_{ij} – wartości współczynników korelacji zupełnej (Pearsona).

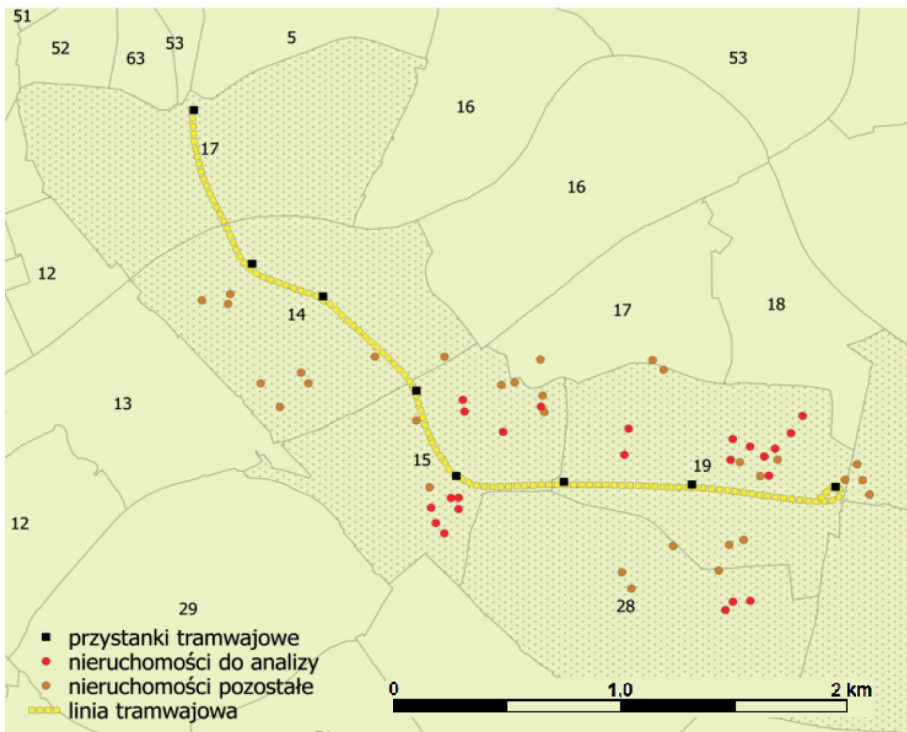
Wyznaczenie go opiera się na wyznacznikach macierzy korelacyjnej K (15) i podmacierzy K_0 , powstałej ze skreślenia wiersza i kolumny macierzy K odpowiadających zmiennej zależnej, czyli cenie. Im model jest lepiej dopasowany, tym wartość współczynnika R^2 jest bliższa 1.

Praktyczna weryfikacja modelu

Baza danych transakcji przyjęta jako reprezentatywna do badania zjawiska wpływu inwestycji na wartość nieruchomości obejmowała lata 2008–2013. Jest to związane z datą ukończenia inwestycji przypadającą na koniec 2010 r. Licząca 258 obiektów baza zgromadzona w całości z obszaru krakowskiej XIII dzielnicy Podgórze (obręby 14, 15, 19, 20, 27 i 28 [ryc. 7]) została poddana weryfikacji w celu wyselekcjonowania nieruchomości najlepiej odzwierciedlających badane zjawisko z wykorzystaniem pięciu kryteriów:

- 1) $C_{\text{sr}} \pm 0,5 \cdot \sigma(C_{\text{sr}})$ 6072,34 zł \pm 825,09 zł,
- 2) $P_{\text{sr}} \pm 0,5 \cdot \sigma(P_{\text{sr}})$ 53,44 m² \pm 9,48 m²,
- 3) odległość od przystanków komunikacji publicznej: 0÷500 m,
- 4) data transakcji: październik 2007 – październik 2013 r.,
- 5) obręby: 15, 19, 28.

Pierwsze kryterium zawiera średnią cenę (C_{sr}) z całej bazy z uwzględnieniem połowy odchylenia standardowego; w analogiczny sposób określone zostało kryterium dotyczące powierzchni nieruchomości (P_{sr}). Kolejne kryterium obejmuje odległość, jaką muszą pokonać mieszkańcy do najbliższego przystanku komunikacji publicznej zlokalizowanego wzdłuż przebiegającej linii tramwajowej na drodze: rondo Grzegórzeckie – Mały Płaszów, tj. maksymalną odległość



Ryc. 7. Rozmieszczenie nieruchomości z bazy na tle przebiegu linii tramwajowej

Źródło: <http://miip.geomalopolska.pl>, opracowanie własne.

500 metrów. Data zawarcia poszczególnych transakcji była również jednym z głównych kryteriów eliminacji nieruchomości z całej bazy. Jako że data zakończenia inwestycji przypadła na listopad 2010 r., wybrano te transakcje z bazy, które były zawarte maksymalnie trzy lata przed tą datą oraz po niej. Ostatnim kryterium eliminacji nieruchomości z bazy były obręby należące do XIII dzielnicy Podgórze, w których zostały jedynie pojedyncze transakcje po zastosowaniu czterech pierwszych filtrów. Końcowa baza po filtracji zawiera 54 nieruchomości. Baza ta została podzielona na dwie części, z których jedna część stanowi 21 nieruchomości z okresu przed oddaniem inwestycji do użytku (przed listopadem 2010 r.), druga zaś 33 nieruchomości po oddaniu inwestycji do użytku. Wybrane nieruchomości z całej bazy zaznaczono na ryc. 7 czerwonymi kropkami, zaś pozostałe nieruchomości wyróżniono kolorem pomarańczowym.

Do obliczenia trendu zmiany cen nieruchomości w czasie zastosowano model liniowej regresji, zdefiniowany za pomocą wartości przeciętnych i odchyłeń standardowych w rozkładach brzegowych, określonych na podstawie wyników z próby oraz z uwzględnieniem współczynnika korelacji Pearsona zmiennej X względem zmiennej Y . W celu aktualizacji cen ze względu na czas bazę nieruchomości podzielono na dwa okresy, uwzględniając datę centralną. W pierwszej kolejności obliczono współczynniki modelu regresji liniowej wyjaśniające zmienność cen nieruchomości w bazie. Współczynnik B określający najbardziej prawdopodobny przyrost jednostkowej ceny nieruchomości za każdy miesiąc obliczono zgodnie ze wzorem (3). Następnie z wykorzystaniem wzoru (4) obliczono parametr A linii prostej regresji, opisujący prognozowaną cenę nieruchomości na datę pierwszej transakcji. Wartości parametrów przedstawiono w tab. 1.

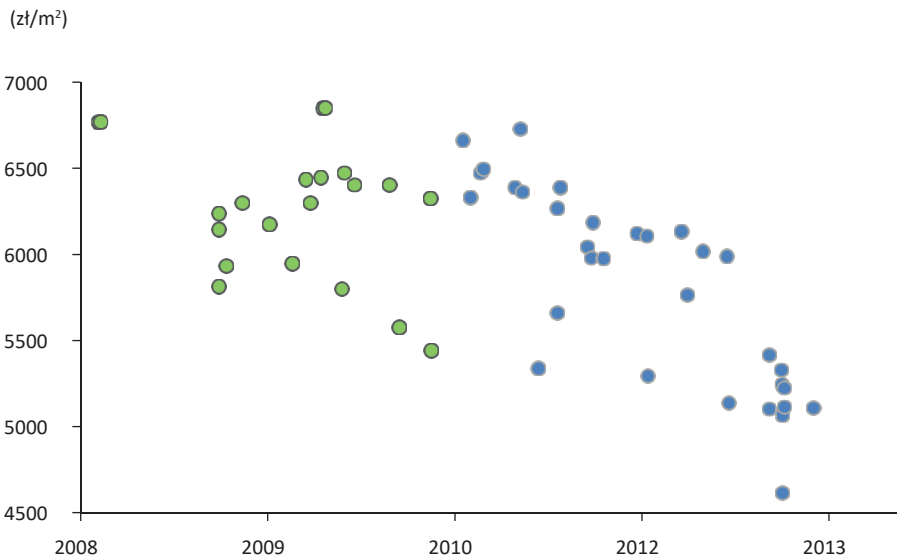
Tab. 1. Współczynniki określające zmienność cen w bazie danych

Okres	Współczynnik korelacji czas – cena r	Odchylenie standardowe ceny σ_c (zł/m ²)	Odchylenie standardowe czasu σ_t (miesiąc)	Współczynnik A (zł/m ²)	Współczynnik B (zł/m ² /miesiąc)
I	-0,57	355,48	8,05	6428,39	-25,35
II	0,22	370,67	10,19	6375,50	7,91

Źródło: opracowanie własne.

Analiza danych zawartych w tab. 2 pokazuje, że w okresie I (lata 2008–2010) ceny wykazują korelację ujemną; jej wartość bezwzględna jest na poziomie $0,30 < r < 0,60$ (korelacja przeciętna). Z kolei współczynnik korelacji otrzymany dla okresu II (lata 2010–2013) jest dodatni na poziomie $r \leq 0,3$ (korelacja słaba). Należy zaznaczyć, iż w obu okresach ceny korygowano na datę listopad 2010 r., w związku z tym w całym analizowanym okresie 2008–2013 nastąpił spadek cen. Wartość współczynnika B jest większa w przypadku pierwszego okresu, a zatem przed wybudowaniem linii tramwajowej; w tym okresie ceny spadały o 25,35 zł/m²/miesiąc. Korekty jednostkowych cen nieruchomości przeprowadzono według stanu na listopad 2010 r., zgodnie ze wzorem (5). Poprawki losowe do skorygowanych cen w całej bazie uzyskanych z modelu regresji w odniesieniu do

cen transakcyjnych zawierają się w przedziale $-835,96 \div 542,20$ zł/m² (zob. tab. 4 w aneksie na końcu artykułu). Na ryc. 8 przedstawiono ilustrację graficzną w postaci rozrzutu skorygowanych cen nieruchomości z bazy w latach 2008–2013. Znaczniki w kolorze zielonym na wykresie oznaczają ceny nieruchomości w I okresie, przed wybudowaniem linii tramwajowej, zaś niebieski reprezentują skorygowane ceny w II okresie, po oddaniu linii tramwajowej do użytku. Graficzna analiza rozrzutu skorygowanych cen na wykresie pokazuje występowanie zależności pomiędzy zmiennymi: cena – czas. Zależność ta polega na systematycznym spadku cen za m² nieruchomości w całym badanym okresie. Okres II charakteryzuje się mniej widocznym spadkiem cen nieruchomości w porównaniu z okresem I. Spostrzeżenie to potwierdza obliczony współczynnik korelacji Pearsona zawarty w tab. 1, którego wartość dla okresu II wynosi $r = 0,22$, określając spadek wartości ceny wraz ze wzrostem wartości zmiennej czasu.



Ryc. 8. Ilustracja rozkładu cen skorygowanych nieruchomości w latach 2008–2013

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie analizy rynku do wyceny przyjęto dziewięć atrybutów. Cechy rynkowe (atrybuty) mające wpływ na wartość nieruchomości to: „powierzchnia”, „położenie”, „komunikacja”, „standard budynku”, „kondygnacja”, „stan techniczny budynku”, „powierzchnie dodatkowe”, „rozkład pomieszczeń” oraz „rynek pierwotny/wtórny”. Każdy z nich – z wyjątkiem atrybutów „powierzchnia” (atrybut w skali ciągłej) i „rynek pierwotny/wtórny” (skala 0,1) – został określony za pomocą cechy rynkowej wraz ze skalą od 0 do 2. Na podstawie wzoru (1) w celu określenia ilościowego wpływu czasu na zmienność cen nieruchomości w bazie na tle innych atrybutów obliczono współczynnik korelacji zupełnej r_i oraz jego kwadrat dla każdego rozważanego atrybutu względem ceny.

Wartości współczynników korelacji zupełnej pozwoliły określić udziały wagowe k_j atrybutów zgodnie ze wzorem (2). Biorąc pod uwagę zestawione w tab. 2 wartości, jakie uzyskano z kwadratów współczynników korelacji dla cen nieruchomości, można stwierdzić, iż największy wpływ na zmienność cen nieruchomości w bazie ma atrybut „komunikacja” – wyjaśnia on niemalże 27,9% zmienności ceny nieruchomości. Najmniejszy wpływ uzyskał atrybut „powierzchnia” i nie powinien on być brany pod uwagę w przypadku dążenia do określenia wartości nieruchomości. Cztery z dziewięciu rozważanych atrybutów wpływają w podobnym zakresie na zmienność cen nieruchomości, a są to: „położenie”, „piętro”, „rozkład pomieszczeń”, „rynek pierwotny/wtórny”.

Tab. 2. Zestawienie wartości współczynników korelacji zupełnej oraz udziałów wagowych atrybutów

Lp.	Atrybut	Współczynnik korelacji zupełnej r_i	Kwadrat współczynnika korelacji zupełnej r_i^2	Udziały wagowe k_j
1.	Powierzchnia	-0,14	0,020	3,3%
2.	Położenie	-0,27	0,073	11,8%
3.	Komunikacja	0,42	0,174	27,9%
4.	Standard	0,23	0,051	8,3%
5.	Piętro	0,31	0,093	15,0%
6.	Powierzchnia dodatkowa	-0,19	0,037	6,0%
7.	Stan techniczny budynku	0,19	0,036	5,8%
8.	Rozkład pomieszczeń	0,26	0,070	11,2%
9.	Rynek pierwotny/wtórny	0,26	0,068	10,8%
Suma			0,623	100,0%

Źródło: opracowanie własne.

W oparciu o zdefiniowaną bazę nieruchomości wartości współczynników regresji wielorakiej a_i zgodnie ze wzorem (12) określono metodą najmniejszych kwadratów. Następnie niedokładność estymacji parametrów $\sigma(a_i)$ modelu regresji wielorakiej obliczono za pomocą wzoru (13). Współczynniki modelu regresji wielorakiej wraz z ich odchyleniami standardowymi wynoszą kolejno:

$$a_0 = 4035,58 \pm 260,57 \quad (\text{współczynnik niezależny od atrybutu})$$

$$a_1 = 0,55 \pm 3,84^* \quad (\text{powierzchnia})$$

$$a_2 = -272,01 \pm 28,30 \quad (\text{położenie})$$

$$a_3 = 604,50 \pm 46,46 \quad (\text{komunikacja})$$

$$a_4 = 355,25 \pm 28,41 \quad (\text{standard})$$

$$a_5 = 279,59 \pm 28,60 \quad (\text{piętro})$$

$$a_6 = -66,99 \pm 29,39 \quad (\text{powierzchnia dodatkowa})$$

$$a_7 = 107,63 \pm 28,81 \quad (\text{stan techniczny budynku})$$

$$a_8 = 94,44 \pm 28,99 \quad (\text{rozkład pomieszczeń})$$

$$a_9 = 502,11 \pm 47,76 \quad (\text{rynek pierwotny/wtórny})$$

Zaletą procedury macierzowej jest możliwość estymacji odchyłeń standardowych dla parametrów regresji. Na podstawie otrzymanych wartości parametrów i ich odchyłeń można stwierdzić, że istotnie na prognozowaną cenę mają wpływ wszystkie atrybuty z wyjątkiem jednego: „powierzchnia dodatkowa”, co zaznaczono (*). Wspomniany atrybut posiada większe odchylenie standardowe niż wartość samego estymatora modelu. Dowodzi to, iż wpływ tego atrybutu na prognozę jest na poziomie niedokładności statystycznej. Pozostałe atrybuty otrzymały wartości współczynników regresji większe od ich odchyłeń standardowych i mają wpływ na prognozowaną cenę. Na podstawie bazy i obliczonych współczynników korelacji zupełnej zestawiono macierz korelacyjną (tab. 3), będącą punktem wyjścia do wyznaczenia współczynnika determinacji. Na podstawie wartości współczynników z macierzy korelacji można uznać, iż ceny nieruchomości najmocniej są skorelowane (uzależnione) z następującymi atrybutami (kolejność malejąca): „komunikacja” ($r = 0,417$), „piętro” (0,305), „położenie” (0,271), „rozkład pomieszczeń” (0,264), „rynek pierwotny/wtórny” (0,260), „standard” (0,227), „powierzchnia dodatkowa” (0,193), „stan techniczny budynku” (0,190), „powierzchnia” (0,143). Wartość współczynników korelacji dla $|r_{ij}| < 0,6$ pomiędzy poszczególnymi parami atrybutów świadczy o tym, iż poszczególne atrybuty wyjaśniają różne części zmienności cen nieruchomości, zatem wszystkie powinny być uwzględnione w dalszych analizach regresji.

Tab. 3. Wartości współczynników korelacji zupełnej dla wszystkich atrybutów

	(a ₁)	(a ₂)	(a ₃)	(a ₄)	(a ₅)	(a ₆)	(a ₇)	(a ₈)	(a ₉)	Cena (Y)
(a ₁)	1,00	-0,06	-0,03	-0,10	-0,13	0,06	-0,27	-0,23	0,11	-0,14
(a ₂)	-0,06	1,00	0,03	0,12	0,23	0,08	-0,01	-0,20	0,05	-0,27
(a ₃)	-0,03	0,03	1,00	-0,22	0,12	0,04	-0,06	0,00	-0,19	0,42
(a ₄)	-0,10	0,12	-0,22	1,00	-0,15	-0,15	-0,16	-0,03	-0,22	0,23
(a ₅)	-0,13	0,23	0,12	-0,15	1,00	0,05	0,21	-0,28	-0,09	0,31
(a ₆)	0,06	0,08	0,04	-0,15	0,05	1,00	-0,01	-0,19	0,05	-0,19
(a ₇)	-0,27	-0,01	-0,06	-0,16	0,21	-0,01	1,00	0,05	0,07	0,19
(a ₈)	-0,23	-0,20	0,00	-0,03	-0,28	-0,19	0,05	1,00	0,26	0,26
(a ₉)	0,11	0,05	-0,19	-0,22	-0,09	0,05	0,07	0,26	1,00	0,26
Cena (Y)	-0,14	-0,27	0,42	0,23	0,31	-0,19	0,19	0,26	0,26	1,00

Źródło: opracowanie własne.

Wartość współczynnika determinacji R^2 (14) jest miarą dopasowania modelu, wskazuje, iż model regresji wielorakiej będzie wyjaśniał 91,12% zmienności cen w analizowanej bazie nieruchomości. Otrzymana wartość R dowodzi, że łącznie wszystkie atrybuty są skorelowane liniowo z cenami nieruchomości z siłą 0,9545. Wartość współczynnika determinacji wynika z dużego udziału wyrazu wolnego

$a_0 = 4035,58 \pm 260,57$ oraz z faktu, iż ceny nieruchomości z bazy przyjęte do analizy nieznacznie różnią się od siebie. Wartość pomiędzy najtańszą a najdroższą nieruchomością w bazie wynosi niewiele ponad 2060 zł/m², co świadczy o prawidłowym wyborze nieruchomości podobnych.

Podsumowanie i wnioski

Dzięki inwestycji w postaci linii tramwajowej w kierunku Małego Płaszowa krakowska XIII dzielnica Podgórze zyskała na atrakcyjności oraz łatwiejszej dostępności do centrum miasta. Wolne tereny, dotąd niezabudowane, zostały wykorzystane przez deweloperów do wzniesienia nowych obiektów służących mieszkańcom, którzy chcą żyć z dala od centrum Krakowa i jednocześnie korzystać z szybkiego i wygodnego połączenia komunikacyjnego. Dzięki nowemu rozwiązaniu komunikacyjnemu na terenie XIII dzielnicy Podgórze znacznie rozprzestrzeniła się zabudowa wielorodzinna oraz powstało wiele budynków gospodarczych i przemysłowych. W latach 2008–2013 na jej terenie oddano najwięcej nowych inwestycji mieszkaniowych spośród wszystkich krakowskich dzielnic. Dzielnica XIII, na której znajdują się linia tramwajowa w kierunku pętli Mały Płaszów, cieszy się od kilku lat niesłabnącą popularnością wśród osób pragnących wyprowadzić się poza granicę ścisłego Krakowa.

Wzrost liczby ofert mieszkaniowych na rynku wtórnym może wynikać z powstania nowej linii tramwajowej w dzielnicy XIII Podgórze (7% udziału w całym krakowskim rynku nieruchomości od 2011 do 2013 r., wobec 4,8% w roku poprzednim). Jednak wzrost ten wynika głównie z ogólnego rozwoju dzielnicy XIII na tle innych części Krakowa, a co za tym idzie – zwiększenia procentowego udziału w ogólnej podaży na terenie miasta. Ponadto jak przedstawiono na ryc. 4, w okresie 2011–2013 nastąpił spadek średniej ceny mieszkań w dzielnicy XIII Podgórze w stosunku do lat 2008–2010, podobnie jak w całym Podgórzu (ryc. 2). A jeśli porównać te dwa okresy dla dzielnicy Nowa Huta, tendencja jest przeciwna. Ponadto sam spadek cen w tym rejonie spowodował większą aktywność na rynku kupujących, nie można więc jednoznacznie stwierdzić, iż większa aktywność wynikała bezpośrednio z budowy linii tramwajowej na Mały Płaszów.

Ogólnoswiatowy kryzys zapoczątkowany w 2008 r. związany z rynkiem nieruchomości nie dał się odczuć w znacznym stopniu na terenie XIII dzielnicy Podgórze. Niewielki spadek cen w tym rejonie Krakowa nastąpił dopiero w latach 2011–2013, co jest skutkiem późnego odbicia się kryzysu na lokalnym, podgórskim rynku nieruchomości. Kryzys miał również wpływ na nieznaczny spadek aktywności krakowskiego rynku nieruchomości.

Zebrana baza 54 nieruchomości scharakteryzowana została za pomocą dziewięciu atrybutów. Na podstawie obliczonych współczynników korelacji ustalono samodzielny udział każdego z atrybutów w wyjaśnianiu zmienności cen nieruchomości w bazie. Obliczony współczynnik determinacji R^2 wykazał, iż model regresji wielorakiej wyjaśnia 91,12% zmienności cen poprzez dobrane atrybuty w analizowanej bazie nieruchomości. Największy wpływ na zmienność cen nieruchomości wśród wszystkich dziewięciu atrybutów wykazał atrybut

„komunikacja”. Procentowy wpływ tego atrybutu na zmienność cen nieruchomości w bazie wyniósł 27,9% części wyznaczanej przez atrybuty. Wszystkie atrybuty wykazują istotne udziały procentowe w wyjaśnianiu zmienności cen z wyjątkiem jednego: „powierzchnia”, dla którego ten udział wyniósł zaledwie 3,3%. W przeliczeniu na jednostkę powierzchni, przy założeniu średniej ceny nieruchomości z analizowanej bazy (5950 zł/m²), wpływ budowy linii tramwajowej podniósł wartość nieruchomości o ponad 600 zł/m².

Literatura

- Bauer M., 2007, *Wpływ infrastruktury ulic na funkcjonowanie komunikacji autobusowej*, Rozprawa doktorska, Kraków: Politechnika Krakowska.
- Beim M., 2015, „Wpływ inwestycji w transport publiczny i rowerowy na wartość nieruchomości”, w: *Biała Księga Mobilności 2015*, Zespół Doradców Gospodarczych TOR – Stowarzyszenie Transportu Publicznego, s. 46–52.
- Bitner A., 2007, „Konstrukcja modelu regresji wielorakiej przy wycenie nieruchomości”, *Acta Scientiarum Polonorum. Administratio Locorum*, t. 6, nr 4, s. 59–66.
- Budnik E., 2011, „Mieszkanie kosztuje więcej, kiedy jest blisko tramwaju”, <http://m.trojmiasto.pl/dom/Mieszkanie-kosztuje-wiecej-kiedy-jest-blisko-tramwaju-n53423.html> (dostęp: 13.03.2017).
- Czaja J., 2001, *Metody szacowania wartości rynkowej i katastralnej nieruchomości*, Kraków: Komp-System.
- Dąbrowski J., 2011, „Modele regresji liniowej z czynnikiem autokorelacji w analizie rynku nieruchomości”, *Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości*, t. 19, nr 1, s. 119–129.
- Debrezion G., Pels E., Rietveld P., 2011, „The impact of rail transport on real estate prices: An empirical analysis of the Dutch housing market”, *Urban Studies*, t. 48, nr 5, s. 997–1015.
- Diaz R.B., 1999, „Impacts of rail transit on property values”, *APTA 1999 Rapid Transit Conference*, s. 66–73.
- Doległo M., 2011, „Przyrodnicze i historyczne uwarunkowania rozwoju krakowskiego Podgórza jako czynniki rewitalizacji”, *Przestrzeń i Forma*, nr 15, s. 391–412.
- Frukacz M., Popieluch M., Preweda E., 2011, „Korekta cen nieruchomości ze względu na upływ czasu w przypadku dużych baz danych”, *Infrastruktura i Ekologia Terenów Wiejskich*, nr 4, s. 213–226.
- Gadziński J., 2016, „Wpływ dostępności transportu publicznego na zachowania transportowe mieszkańców – przykład aglomeracji poznańskiej”, *Prace Komisji Geografii Komunikacji PTG*, t. 19, nr 1, s. 31–42.
- Gadziński J., Radzimski A., 2016, „The first rapid tram line in Poland: How has it affected travel behaviours, housing choices and satisfaction, and apartment prices?”, *Journal of Transport Geography*, t. 54 (sierpień), s. 451–463.
- Kulpa T., 2013, *Modelowanie potencjałów ruchotwórczych w drogowych przewozach ładunków w skali regionu*, Rozprawa doktorska, Kraków: Politechnika Krakowska.
- Makovšek D., Polona T., Logožar K., 2012, „A cost performance analysis of transport infrastructure construction in Slovenia”, *Transportation*, t. 39, nr 1, s. 197–214.

- Meszek W., Dziadosz A., 2011, „Wpływ nieefektywności rynku nieruchomości na dokładność opisu wartości nieruchomości za pomocą liniowych modeli regresji wielorakiej”, *Budownictwo i Inżynieria Środowiska*, t. 2, nr 4, s. 589–594.
- Mohammad S.I., Graham D.J., Melo P.C., 2015, „The effect of the Dubai Metro on the value of residential and commercial properties”, *The Journal of Transport and Land Use*, t. 10, nr 1, s. 263–290.
- Nazarczuk J.M., 2013, „Wpływ światowego kryzysu finansowego na gospodarkę Polski i jej regionów”, w: R. Kisiel, M. Wojarska (red.), *Wybrane aspekty rozwoju regionalnego*, Olsztyn: Fundacja „Wspieranie i Promocja Przedsiębiorczości na Warmii i Mazurach”, s. 75–89.
- Prystupa M., 2009, *Powszechne Krajowe Zasady Wyceny (PKZW). Zastosowanie podejścia porównawczego w wycenie nieruchomości*, Warszawa: Polska Federacja Stowarzyszeń Rzeczoznawców Majątkowych.
- Sun H., Wang Y., Li Q., 2016, „The impact of subway lines on residential property values in Tianjin: An empirical study based on hedonic pricing model”, *Discrete Dynamics in Nature and Society*, t. 2016, s. 1–10.
- UMK, 2014, „Krakowski Rynek Nieruchomości”, <http://www.krakow.pl/zalacznik/226583> (dostęp: 11.03.2017).
- Wikipedia, 2017, „Podział administracyjny Krakowa”, https://pl.wikipedia.org/wiki/Podział_administracyjny_Krakowa (dostęp: 24.03.2017).
- Wikiwand, 2016, „Tramwaje w Krakowie”, http://www.wikiwand.com/pl/Tramwaje_w_Krakowie (dostęp: 11.09.2017).
- Wojtaszek M., 2013, „Budowa linii tramwajowej na Mały Płaszów”, <http://www.psmkms.krakow.pl/index.php/ciekawostki/inwestycje-komunikacyjne/418-budowa-linii-tramwajowej-na-maly-plaszow> (dostęp: 15.03.2017).
- ZDG TOR, Wealth Solutions, 2011, „Wpływ rozwoju infrastruktury komunikacyjnej na rynek zieleni”, https://wealth.pl/gfx/wealth/files/wplyw_rozwoju_infrastruktury_komunikacyjnej_na_rynek_ziemi.pdf (dostęp: 24.03.2017).

Aneks

Tab. 4. Baza nieruchomości z wykazem atrybutów

Data transakcji	Powierzchnia (a_1)	Położenie (a_2)	Komunikacja (a_3)	Standard (a_4)	Piętro (a_5)	Powierzchnia dodatkowa (a_6)	Stan techniczny budynku (a_7)	Rozkład pomieszczeń (a_8)	Rynek pierwotny/wtórny (a_9)	Cena skorygowana ($zł/m^2$)	Cena skorygowana ($zł/m^2$)	Odchyłki losowe do cen z modelu regresji ($zł/m^2$)
10.04.2008	53,24	1	1	0	0	1	1	2	1	5849,36	5063,66	206,68
16.04.2008	45,03	0	1	1	0	1	2	0	0	5785,67	4999,97	142,99
26.02.2009	58,90	0	1	0	0	1	2	2	1	5897,39	5365,14	1,25
26.02.2009	60,01	2	1	2	0	0	0	0	1	5981,31	5449,06	85,17
26.02.2009	53,05	1	1	0	2	2	0	0	0	5288,14	4755,89	-608,00
17.03.2009	52,70	2	1	0	2	1	2	0	1	5738,59	5231,68	-182,89
29.04.2009	52,03	1	1	2	1	0	1	2	0	5917,71	5436,15	-29,12
11.07.2009	51,50	0	1	1	1	2	2	1	0	5999,42	5568,55	1,90
10.09.2009	45,96	1	1	0	2	1	2	2	1	6064,84	5710,01	-8,71
16.10.2009	51,04	1	1	2	1	1	0	1	0	5752,02	5422,53	-346,88
29.10.2009	51,30	1	1	2	0	1	0	2	0	5695,17	5365,68	-403,73
25.11.2009	47,58	0	1	1	2	1	2	0	1	6545,45	6241,31	421,20
30.11.2009	51,90	0	1	2	2	1	2	1	0	6528,48	6224,34	404,23
7.12.2009	57,52	0	1	2	0	1	2	2	0	6251,50	5947,36	127,25
20.01.2010	49,88	0	1	2	0	1	1	2	1	6595,42	6341,97	420,48
27.01.2010	62,63	0	1	0	0	1	1	2	1	5688,13	5434,68	-486,81
23.02.2010	47,90	0	1	1	2	0	0	2	1	6501,06	6272,95	300,78
28.05.2010	55,10	1	1	2	2	2	1	2	1	6492,38	6340,31	216,06

Tab. 4 – cd.

Data transakcji	Powierzchnia (a_1) (m^2)	Położenie (a_2)	Komunikacja (a_3)	Standard (a_4)	Piętro (a_5)	Powierzchnia dodatkowa (a_6)	Stan techniczny budynku (a_7)	Rozkład pomieszczeń (a_8)	Rynek pierwotny/ wtórny (a_9)	Cena (z/m^2)	Cena skorygowana (z/m^2)	Odcchyki losowe do cen z modelu regresji (z/m^2)
20.11.2012	40,00	0	2	1	0	1	1	2	0	6186,61	5996,84	0,88
8.03.2013	46,94	1	2	1	2	2	2	0	0	6322,10	6100,70	168,00
8.03.2013	47,19	0	2	0	1	1	1	2	0	5824,80	5603,40	-329,30
9.04.2013	60,34	1	2	1	1	0	0	2	0	5327,08	5327,08	89,36
11.04.2013	52,40	2	2	2	0	1	0	1	1	5245,37	5245,37	7,65
12.04.2013	56,59	2	2	2	1	2	0	0	0	5066,25	5066,25	-171,47
12.04.2013	59,91	0	2	1	0	1	0	2	0	4615,80	4615,80	-621,92
16.04.2013	49,29	1	2	0	2	0	1	2	0	5238,97	5238,97	1,25
17.04.2013	58,67	2	2	1	2	2	1	0	0	5225,05	5225,05	-12,67
17.04.2013	60,41	0	2	1	2	0	0	0	0	5113,33	5113,33	-124,39
4.07.2013	62,40	0	2	2	2	1	1	0	0	5107,47	5107,47	8,86

Źródło: opracowanie własne.