

**Mariusz Doszyń**

Uniwersytet Szczeciński

## EKONOMETRYCZNA WYCENA NIERUCHOMOŚCI

### STRESZCZENIE

W artykule zaproponowana została procedura indywidualnej wyceny nieruchomości, odwołująca się do metod ekonometrycznych i taksonomicznych. Opisywana procedura składa się z dwóch etapów. Pierwszym krokiem jest wyznaczenie taksonomicznej miary atrakcyjności nieruchomości. W kolejnym etapie szacowany jest model ekonometryczny, w którym zmienną objaśnianą jest cena nieruchomości, natomiast zmienną objaśniającą – taksonomiczna miara atrakcyjności nieruchomości. W przykładzie empirycznym omawiana procedura została zastosowana do wyceny wybranych nieruchomości mieszkaniowych w Szczecinie.

**Słowa kluczowe:** indywidualna wycena nieruchomości, taksonomiczna miara atrakcyjności nieruchomości, ekonometryczne metody wyceny nieruchomości.

### Wprowadzenie

Co jakiś czas w literaturze poświęconej problematyce wyceny nieruchomości<sup>1</sup> pojawiają się propozycje wyceny bazujące na metodach statystyczno-

---

<sup>1</sup> J. Hozer, *Regresja wieloraka a wycena nieruchomości*, „Rzeczoznawca Majątkowy” 2001, nr 2, s. 13–14; S. Kokot, *Model wielu regresji pojedynczych w wycenie nieruchomości*, w: *Analiza i modelowanie rynku nieruchomości na potrzeby wyceny*, S. Żróbek (red.), Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości, z. 12, nr 1, Olsztyn 2004; Ch. Lis, *Wykorzystanie metod ilościowych w procesie powszechnej taksacji nieruchomości w Polsce*, w: *Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne w finansach i ubezpieczeniach*, P. Chrzan (red.), Wydaw-

-ekonometrycznych<sup>2</sup>. Przykładowe postaci modeli statystyczno-ekonometrycznych przedstawione zostały w pracy „Wycena nieruchomości” pod redakcją J. Hozer<sup>3</sup>.

Najczęściej pojawiającą się propozycją jest liniowy model regresji wielorakiej J. Hozer wymienia warunki, które muszą spełniać tego typu modele, aby można je było stosować do wyceny nieruchomości<sup>4</sup>:

1. Istnieje dobra teoria pozwalająca na wyspecyfikowanie istotnych zmiennych objaśniających.
2. Istotne zmienne objaśniające są mierzalne.
3. Istnieją i są dostępne dane statystyczne o wszystkich zmiennych.
4. Zmienne objaśniające są silnie powiązane ze zmienną objaśnianą oraz słabo powiązane ze sobą.
5. Zmienne objaśniające cechują się wystarczająco dużą zmiennością.
6. W modelu *uwzględnione* są wszystkie najważniejsze zmienne objaśniające.
7. Postać analityczna modelu jest trafnie dobrana.
8. Oszacowane relacje są stabilne.

Poza powyższymi kryteriami obowiązują również liczne kryteria ekonometryczne (składnik losowy powinien mieć rozkład normalny o wartości oczekiwanej równej zero i stałej wariancji, zmienne powinny być nielosowe *ect.*).

W pracy „Wycena nieruchomości”<sup>5</sup> wymienione są przyczyny niezadowalających rezultatów zastosowania do wyceny liniowych modeli ekonometrycznych:

1. Relacje między wartością nieruchomości oraz jej atrybutami nie zawsze są liniowe.
2. Szereg zmiennych objaśniających nie poddaje się pomiarowi. Jednym z rezultatów takiego stanu rzeczy są nielogiczne oceny parametrów pomimo dużej dobroci dopasowania modelu w postaci wysokiego współczynnika determinacji.

---

nictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2008; *Wycena nieruchomości*, J. Hozer (red.), KEiS US, IADiPG w Szczecinie, Szczecin 2008.

<sup>2</sup> Modele ekonometryczne są proponowane zarówno do wyceny masowej, jak i indywidualnej. W niniejszym artykule rozważana jest problematyka wyceny pojedynczych nieruchomości.

<sup>3</sup> *Wycena nieruchomości*, *op.cit.*, s. 260 i n.

<sup>4</sup> *Ibidem*, s. 261–262.

<sup>5</sup> *Ibidem*, s. 262.

3. Współliniowość zmiennych objaśniających, która nie pozwala na precyzyjne określenie wpływu poszczególnych zmiennych objaśniających na wartość nieruchomości.

4. Niewłaściwy dobór postaci analitycznej<sup>6</sup>.

Alternatywną propozycją ekonometrycznej wyceny nieruchomości jest *model wielu regresji pojedynczych* zaproponowany przez S. Kokota<sup>7</sup>. W podejściu tym szacowane są modele ekonometryczne z jedną zmienną objaśniającą. Zmienną objaśnianą w każdym przypadku jest cena nieruchomości, natomiast zmiennymi objaśniającymi są poszczególne cechy (atrybuty) nieruchomości. W kolejnym etapie, na podstawie oszacowanych modeli, wyznaczane są ceny teoretyczne, które są następnie uśredniane z wykorzystaniem wag przypisanych poszczególnym cechom nieruchomości.

Do zalet wynikających ze stosowania modelu wielu regresji pojedynczych w porównaniu z modelem regresji wielorakiej autor zalicza<sup>8</sup>:

- łatwość odzwierciedlania nieliniowych zależności cen nieruchomości od cech rynkowych,
- sensowną interpretację parametrów strukturalnych oraz większe szanse na uzyskanie parametrów strukturalnych istotnych statystycznie,
- brak efektu katalizy oraz koincydencję.

Należy mieć świadomość, iż stosowanie modeli z jedną zmienną objaśniającą w sytuacji, gdy na zmienną objaśnianą wpływa więcej niż jedna zmienna, prowadzi do obciążenia estymatorów parametrów, a w przypadku modelowania ceny (wartości) nieruchomości można z dużą dozą pewności przyjąć, iż istotny jest wpływ więcej niż jednej zmiennej objaśniającej. Przeanalizujemy efekty pominięcia zmiennej objaśniającej w sytuacji, gdy można przyjąć, iż jej wpływ jest istotny.

Przypuśćmy, iż wartość nieruchomości ( $y_i$ ) zależy od dwóch cech:

$$y_i = \alpha_1 x_{1i} + \alpha_2 x_{2i} + u_i \quad (1)$$

gdzie  $u_i$  to składnik losowy<sup>9</sup>.

---

<sup>6</sup> Jak zostało wspomniane wcześniej, relacje między zmiennymi stosowanymi przy wycenie nieruchomości często nie są liniowe.

<sup>7</sup> S. Kokot, *op.cit.*

<sup>8</sup> *Ibidem.*

<sup>9</sup> W celu uproszczenia przekształceń w rozważanych modelach pominięto wyraz wolny.

Przyjmijmy, iż specyfikacja równania jest błędna i oszacowany został model z jedną zmienną objaśniającą:

$$y_i = \beta x_{1i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

gdzie  $\varepsilon_i$  – składnik losowy.

Ocena parametru przy zmiennej objaśniającej w modelu (2) jest równa:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n y_i x_{1i}}{\sum_{i=1}^n x_{1i}^2} \quad (3)$$

Podstawiając w zależności (3) za  $y_i$  prawą stronę równania (1), otrzymujemy:

$$\hat{\beta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_{1i} (\alpha_1 x_{1i} + \alpha_2 x_{2i} + u_i)}{\sum_{i=1}^n x_{1i}^2} = \alpha_1 + \alpha_2 \frac{\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i}}{\sum_{i=1}^n x_{1i}^2} + \frac{\sum_{i=1}^n x_{1i} u_i}{\sum_{i=1}^n x_{1i}^2} \quad (4)$$

W związku z tym, iż  $E\left(\sum_{i=1}^n x_{1i} u_i\right) = 0$ :

$$E(\hat{\beta}) = \alpha_1 + \alpha_2 \frac{\sum_{i=1}^n x_{1i} x_{2i}}{\sum_{i=1}^n x_{1i}^2} = \alpha_1 + \alpha_2 b_{21} \quad (5)$$

gdzie  $b_{21}$  to współczynnik regresji w modelu  $x_{2i} = b_{21} x_{1i} + \xi_i$ , a więc w modelu regresji zmiennej pominiętej  $x_{2i}$  względem uwzględnionej w (2) zmiennej objaśniającej  $x_{1i}$ .

Podsumowując, pominięcie zmiennej  $x_{2i}$  powoduje, że  $\hat{\beta}$  jest obciążonym estymatorem parametru  $\alpha_1$ , a obciążenie jest równe iloczynowi współczynnika regresji przy zmiennej pominiętej ( $\alpha_2$ ) oraz współczynnika regresji ( $b_{21}$ ) zmiennej pominiętej względem zmiennej objaśniającej występującej w modelu<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> Zob. również G.S. Maddala, *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006. s. 199 i n.

## Metodologia badania

W niniejszym artykule postulowana jest metoda wyceny polegająca na tym, iż za zmienną objaśniającą w modelu regresji przyjmuje się odpowiedni taksonomiczny miernik atrakcyjności nieruchomości. Zmienna objaśniająca jest zatem zmienną syntetyczną, wskazującą na odległość danej nieruchomości od nieruchomości „wzorcowej” (z punktu widzenia analizowanych cech)<sup>11</sup>.

W proponowanym podejściu wycena przebiega więc dwuetapowo:

W pierwszym etapie poszczególne nieruchomości są odpowiednio porządkowane, z wykorzystaniem metod taksonomicznych.

W kolejnym etapie szacuje się model ekonometryczny, w którym zmienną objaśniającą jest taksonomiczny miernik atrakcyjności nieruchomości (w postaci odległości od wzorca).

W podejściu tym nie pojawiają się problemy wiążące się ze stosowaniem tradycyjnych modeli ekonometrycznych. Mowa tutaj o takich kwestiach, jak nieliniowość relacji między zmiennymi, współliniowość zmiennych, kataliza, brak koincydencji, obciążoność estymatorów parametrów czy brak możliwości ich sensownej interpretacji.

## Przykład empiryczny

W przykładzie empirycznym do wyceny nieruchomości wykorzystana została baza transakcji przedstawiona przez S. Kokota<sup>12</sup>. Wyceniany jest lokal mieszkalny stanowiący przedmiot spółdzielczego własnościowego prawa, położony na osiedlu Słonecznym, w prawobrzeżnej części Szczecina.

Analizowany rynek to rynek lokali mieszkalnych zlokalizowanych w prawobrzeżnych dzielnicach Szczecina. Budynki zostały wybudowane w latach 70. i 80. w technologii tak zwanej wielkiej płyty. Badaniem objęto IV kwartał 2003 roku<sup>13</sup>.

<sup>11</sup> Tego typu podejście to wyceny masowej zaproponował wcześniej Ch. Lis, *op.cit.*

<sup>12</sup> S. Kokot, *op.cit.* W tym miejscu autor chciałby podziękować dr. S. Kokotowi za udostępnienie danych oraz artykułu.

<sup>13</sup> *Ibidem*, praca zawiera szczegółową analizę rynku oraz opis nieruchomości.

Cechy, ich kategorie oraz kwantyfikacja zostały przedstawione w tabeli 1<sup>14</sup>.

Tabela 1. Kategorie cech rynkowych i ich kwantyfikacja

Cecha	Kategoria cechy	Kwantyfikacja
Docieplenie budynku	brak, jest	1, 2
Standard lokalu	podstawowy, podwyższony, wysoki	1, 2, 3
Lokalizacja ogólna	niekorzystna, korzystna	1, 2
Usytuowanie lokalu w budynku	niekorzystne (parter i ostatnie piętro), średnie (piętra pośrednie), b. dobre (I piętro)	1, 2, 3
Powierzchnia lokalu	duża (powyżej 80 m <sup>2</sup> ), średnia (50–80 m <sup>2</sup> ), mała (poniżej 50 m <sup>2</sup> )	1, 2, 3

Źródło: S. Kokot, *op.cit.*

Jak można zauważyć w tabeli 1, wszystkie zmienne zostały zdefiniowane tak, że są stymulantami. Są przedstawione na skali porządkowej, nie jest więc konieczna ich normalizacja. Cechy wycenianego lokalu zawarto w tabeli 2. Z kolei transakcje uwzględnione w procesie wyceny zostały przedstawione w tabeli 3.

Tabela 2. Opis wycenianego lokalu pod kątem wyróżnionych cech rynkowych

Cecha	Kategoria cechy	Kwantyfikacja
Docieplenie budynku	jest	2
Standard lokalu	podwyższony	2
Lokalizacja ogólna	korzystna	2
Usytuowanie lokalu w budynku	bardzo dobre	3
Powierzchnia lokalu	średnia	2

Źródło: jak w tabeli 1.

<sup>14</sup> Informacje potrzebne do wyceny zostały zaczerpnięte z pracy S. Kokota, *op.cit.* W celu ujednoczenia skali pomiaru atrybutów nieruchomości powierzchnia została przedstawiona w skali porządkowej.

Tabela 3. Baza transakcji przyjęta do wyceny wraz z odległościami poszczególnych nieruchomości od nieruchomości wzorcowej ( $d_{0k}$ )

Docieplenie budynku	Standard lokalu	Lokalizacja	Usytuowanie lokalu w budynku	Powierzchnia użytkowa (m <sup>2</sup> )	Cena 1 m <sup>2</sup> (zł)	$d_{0k}$
1	2	3	4	5	6	7
1	1	1	1	2	1545,74	0,665
1	1	1	1	3	1569,04	0,600
2	1	2	1	2	1572,33	0,538
1	1	1	2	1	1587,30	0,623
2	1	1	1	3	1601,64	0,507
2	2	2	2	2	1614,17	0,245
1	1	2	2	1	1646,34	0,592
2	1	2	2	2	1648,94	0,400
1	1	3	1	1	1649,00	0,716
1	1	2	2	3	1649,48	0,425
1	2	2	2	3	1649,48	0,265
2	1	1	1	3	1673,64	0,507
1	1	2	2	3	1689,19	0,425
1	1	2	2	2	1690,39	0,504
1	1	2	1	2	1692,61	0,638
2	2	3	2	2	1702,70	0,245
2	2	1	2	2	1714,29	0,313
2	2	2	2	2	1725,98	0,245
1	2	2	3	2	1729,56	0,259
2	2	2	2	3	1734,69	0,156
2	3	1	2	2	1746,52	0,234
1	2	3	2	1	1770,45	0,452
1	2	2	2	3	1773,20	0,265
2	2	2	3	3	1793,81	0,073
1	3	2	2	2	1808,18	0,263
1	2	2	2	3	1814,43	0,265
1	2	3	3	3	1818,18	0,174
2	3	1	1	3	1818,18	0,296
2	2	1	2	2	1826,92	0,313
1	2	2	1	2	1836,16	0,500
1	2	2	2	3	1846,85	0,265
2	2	1	2	3	1850,65	0,236
1	2	3	3	3	1862,35	0,174
1	2	2	3	1	1579,43	0,359
1	2	2	3	2	1886,79	0,259
1	3	2	1	2	1886,79	0,408
1	3	3	3	3	1919,19	0,096
1	2	2	2	3	1930,89	0,265
1	3	3	3	2	1942,54	0,178
2	2	2	2	3	1948,05	0,156
2	2	2	2	3	1954,73	0,156
2	3	3	3	3	1969,70	0,000
2	2	2	3	3	1979,38	0,073
2	3	3	1	2	1980,20	0,311
2	3	3	2	3	2024,29	0,077
2	3	3	3	3	2038,83	0,000

Źródło: jak w tabeli 1.

Za taksonomiczny miernik atrakcyjności przyjęto uogólnioną miarę odległości danej nieruchomości ( $k$ ) od nieruchomości wzorcowej ( $d_{0k}$ ), gdzie przez nieruchomość wzorcową rozumiana jest nieruchomość o najkorzystniejszych wariantach uwzględnianych cech.

Formuła kształtuje się następująco<sup>15</sup>:

$$d_{0k} = \frac{1}{2} - \frac{\sum_{j=1}^m a_{0kj} b_{k0j} + \sum_{j=1}^m \sum_{\substack{l=1 \\ l \neq 0, k}}^n a_{0lj} b_{klj}}{2 \left[ \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n a_{0jl}^2 \sum_{j=1}^m \sum_{l=1}^n b_{klj}^2 \right]^{\frac{1}{2}}} \quad (6)$$

gdzie:

$d_{0k}$  – miara odległości nieruchomości wzorcowej (0) od nieruchomości porównywanej ( $k$ ),

$k, l$  – numer obiektu (0 – nieruchomość wzorcową),

$j = 1, \dots, m$  – numer zmiennej.

Dla zmiennych mierzonych na skali porządkowej stosuje się podstawienie<sup>16</sup>:

$$a_{0pj}(b_{krj}) = \begin{cases} 1 & \text{dla } x_{oj} > x_{pj} \quad (x_{kj} > x_{rj}) \\ 0 & \text{dla } x_{oj} = x_{pj} \quad (x_{kj} = x_{rj}), p = k, l; r = 0, l \\ -1 & \text{dla } x_{oj} < x_{pj} \quad (x_{kj} < x_{rj}) \end{cases} \quad (7)$$

Wyznaczone za pomocą wzoru (6) odległości zawierają się w przedziale  $\langle 0, 1 \rangle$ . Jeżeli  $d_{0k} = 0$  to  $k$ -ta nieruchomość jest identyczna z nieruchomością wzorcową, natomiast jeśli  $d_{0k} = 1$  to  $k$ -ta nieruchomość jest diametralnie różna z punktu widzenia rozpatrywanych cech<sup>17</sup>.

Korelogram ceny 1 m<sup>2</sup> mieszkań oraz miary odległości  $d_{0k}$  został przedstawiony na rysunku 1.

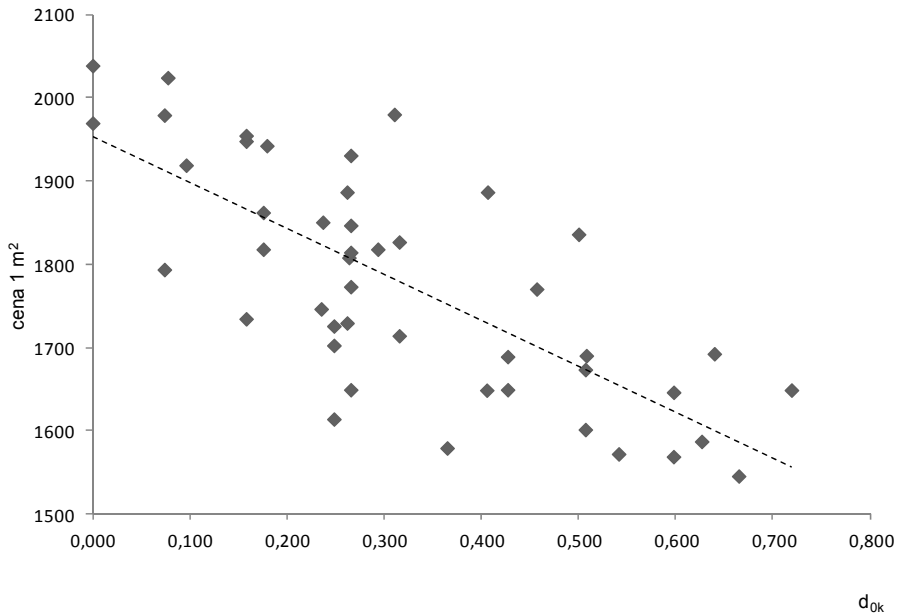
<sup>15</sup> Zob. M. Walesiak, *Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2002, s. 36.

<sup>16</sup> *Ibidem*, s. 38.

<sup>17</sup> Wyznaczone odległości znajdują się w ostatniej kolumnie tabeli 3. Prezentowany taksonomiczny miernik atrakcyjności nieruchomości jest jednym z wielu możliwych do wykorzystania.



Rysunek 1. Cena jednostkowa (1 m<sup>2</sup>) mieszkań na tle miary odległości  $d_{0k}$



Źródło: opracowanie własne.

Zależność między ceną 1 m<sup>2</sup> oraz  $d_{0k}$  można, z pewnym przybliżeniem, aproksymować funkcją liniową. Rozrzut obserwacji jest znaczny, co wskazuje na dość znaczny udział czynników przypadkowych (i/lub nieuwzględnionych w modelu).

Model regresji po oszacowaniu przyjął następującą postać<sup>18</sup>:

$$\hat{c}_k = 1952,89 - 550,50 d_{0k} \quad (8)$$

(69,65)
(-7,24)

gdzie:

$\hat{c}_k$  – cena (wartość)  $k$ -tej nieruchomości,

$d_{0k}$  – odległość  $k$ -tej nieruchomości od nieruchomości przyjętej za wzorzec.

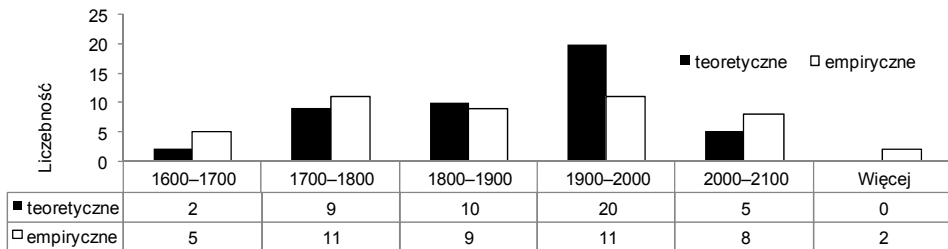
Błąd standardowy  $S_e = 93,24$  zł oraz współczynnik zmienności losowej  $V_{S_e} = 5,3\%$  wskazują na dość niski udział czynników losowych. Oceny parametrów są istotne statystycznie. Umiarkowane dopasowanie wartości empirycz-

<sup>18</sup> W nawiasach pod ocenami parametrów podane są statystyki t-Studenta.

nych do teoretycznych (współczynnik determinacji  $R^2 = 0,54$ ) wynika prawdopodobnie z dużej entropii, która jest charakterystyczna dla lokalnych rynków nieruchomości. Entropia ta może być wynikiem oddziaływania „czynnika ludzkiego”, co często wiąże się na przykład z działaniami celowymi, działaniami pod wpływem emocji, skłonności *ect.*

Interpretując ocenę wyrazu wolnego, można przyjąć, iż 1952,89 zł to przeciętna cena nieruchomości cechujących się takimi samymi atrybutami jak nieruchomość wzorcowa. Wzrost odległości o 1 powoduje spadek ceny średnio o 550,50 zł. Możemy więc stwierdzić, iż nieruchomość o najgorszych wartościach atrybutów, czyli nieruchomość maksymalnie różniąca się od wzorcowej, była tańsza średnio o 550,50 zł.

Rysunek 2. Rozkład cen empirycznych i teoretycznych



Cena 1m<sup>2</sup>

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie rozkładu cen empirycznych i teoretycznych (rysunek 2) można stwierdzić, iż model (8) nieznacznie niedoszacowuje mieszkania najtańsze (przedziały: 1600–1700, 1700–1800 zł/m<sup>2</sup>) oraz mieszkania najdroższe (przedział 2000–2100 zł/m<sup>2</sup>). Z kolei nieco przeszacowane są wartości mieszkań o średniej cenie (przedziały: 1800–1900, 1900–2000 zł/m<sup>2</sup>). Tego typu odchyżeń można się spodziewać w przypadku stosowania modeli ekonometrycznych, w których uzyskujemy wartość oczekiwaną zmiennej objaśnianej, a więc wartość uśrednioną<sup>19</sup>.

Na podstawie oszacowanego modelu wyceniona została opisana wcześniej nieruchomość (tabela 2). Odległość (6) dla wycenianego lokalu od nierucho-

<sup>19</sup> Być może rozwiązaniem tego problemu byłyby wprowadzenie odpowiednich poprawek.

mości wzorcowej wynosi 0,161. Po podstawieniu tej odległości do formuły (8) otrzymujemy cenę wycenianego mieszkania na poziomie 1864,13 zł/m<sup>2</sup>. Wartość otrzymana po zastosowaniu modelu wielu regresji pojedynczych jest równa 1794,82 zł/m<sup>2</sup>, natomiast cena uzyskana na podstawie modelu regresji wielorakiej wyniosła 1780,77 zł/m<sup>2</sup><sup>20</sup>. Jak widać otrzymane wyniki są do siebie zbliżone.

## Podsumowanie

Reasumując, specyfika rynku nieruchomości przyczynia się do tego, iż konwencjonalne modele ekonometryczne nie zawsze dają zadowalające rezultaty. Mowa tutaj przede wszystkim o modelach regresji wielorakiej. Jest to związane z takimi problemami, jak współliniowość zmiennych objaśniających, brak koincydencji, efekt katalizy, nieliniowość powiązań między zmiennymi, obciążoność estymatorów parametrów czy brak możliwości ich interpretacji. Wszystko to powoduje, iż cały czas pojawiają się kolejne, nowe propozycje ekonometryczno-statystycznej wyceny nieruchomości. Jedną z takich propozycji jest podejście przedstawiane w niniejszym artykule, w którym stosowane są metody taksonomiczne i ekonometryczne.

W pierwszym etapie, za pomocą metod taksonomicznych, porządkuje się nieruchomości, wyznaczając taksonomiczny miernik atrakcyjności nieruchomości. Następnie szacuje się model ekonometryczny, w którym zmienną objaśnianą jest cena (wartość) nieruchomości, a zmienną objaśniającą – wyznaczony wcześniej taksonomiczny miernik. W podejściu tym nie pojawiają się wymienione wcześniej problemy związane ze stosowaniem tradycyjnych modeli ekonometrycznych.

---

<sup>20</sup> S. Kokot, *op.cit.*

## Literatura

- Hozer J., *Regresja wieloraka a wycena nieruchomości*, „Rzeczoznawca Majątkowy” 2001, nr 2.
- Kokot S., *Model wielu regresji pojedynczych w wycenie nieruchomości*, w: *Analiza i modelowanie rynku nieruchomości na potrzeby wyceny*, S. Żróbek (red.), Studia i Materiały Towarzystwa Naukowego Nieruchomości, Vol. 12, nr 1, Olsztyn 2004.
- Lis Ch., *Wykorzystanie metod ilościowych w procesie powszechnej taksacji nieruchomości w Polsce*, w: *Metody matematyczne, ekonometryczne i informatyczne w finansach i ubezpieczeniach*, P. Chrzan (red.), Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2008.
- Maddala G.S., *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2006.
- Walesiak M., *Uogólniona miara odległości w statystycznej analizie wielowymiarowej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. Oskara Langego we Wrocławiu, Wrocław 2002.
- Wycena Nieruchomości*, J. Hozer (red.), KEiS US, IADiPG w Szczecinie, Szczecin 2008.

## ECONOMETRIC EVALUATION OF REAL ESTATE

### Summary

In the article procedure of evaluation of real estate by means of econometric and taxonomic methods was proposed. Presented method is based on two steps. At first taxonomic measure of attractiveness of real estate is calculated. In next step this taxonomic measure is taken as an explanatory variable in econometric model with price of properties as an dependent variable. In empirical example proposed method was used in evaluation of chosen flats in Szczecin.

*Translated by Mariusz Doszyń*

**Keywords:** individual evaluation of real estate, taxonomic measure of attractiveness of real estate, econometric evaluation of real estate.