

Mariusz Doszyń, Józef Hozer

Szczeciński algorytm masowej wyceny nieruchomości - podejście ekonometryczne

Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania 50/1, 19-29

2017

Artykuł został opracowany do udostępnienia w internecie przez Muzeum Historii Polski w ramach prac podejmowanych na rzecz zapewnienia otwartego, powszechnego i trwałego dostępu do polskiego dorobku naukowego i kulturalnego. Artykuł jest umieszczony w kolekcji cyfrowej bazhum.muzhp.pl, gromadzącej zawartość polskich czasopism humanistycznych i społecznych.

Tekst jest udostępniony do wykorzystania w ramach dozwolonego użytku.



DOI: 10.18276/sip.2017.50/1-02

Mariusz Doszyna*

Józef Hozer**

Uniwersytet Szczeciński

SZCZECIŃSKI ALGORYTM MASOWEJ WYCENY NIERUCHOMOŚCI – PODEJŚCIE EKONOMETRYCZNE

Streszczenie

Celem artykułu jest odniesienie się do możliwości ekonometrycznego oszacowania wpływu atrybutów nieruchomości na wartość nieruchomości przy użyciu modelu będącego adaptacją szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości. Dyskusji poddane zostały następujące problemy: sposób wprowadzania jakościowych zmiennych objaśniających w zależności od skali pomiaru, liczba zmiennych objaśniających, współliniowość i losowość zmiennych objaśniających, własności składnika losowego, określanie wpływu atrybutów na podstawie oszacowanego modelu.

Słowa kluczowe: masowa wycena nieruchomości, metody ekonometryczne w wycenie nieruchomości

Wprowadzenie

W literaturze poświęconej masowej wycenie nieruchomości funkcjonuje wiele propozycji metodycznych, których autorzy zazwyczaj odwołują się do szeroko ro-

* Adres e-mail: mariusz.doszyn@usz.edu.pl

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

zumianych metod ekonometrycznych¹. Specyfika nieruchomości, wpływ zachowań ludzkich oraz jakość informacji o nieruchomościach w procesie wyceny sprawiają, że modele regresji wielorakiej nie mogą być stosowane w procesie masowej wyceny (zob. Hozer, Foryś, Zwolankowska, Kokot, Kuźmiński, 1999; Prystupa, 2000). Mało użyteczne może być również wspomaganie się „tradycyjnymi” modelami ekonometrycznymi w wycenach indywidualnych (Doszyń, 2012). Problematyczność wiążąca się ze stosowaniem typowych metod ekonometrycznych była jednym z motywów wypracowania szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości (Hozer i in., 1999).

Celem niniejszego artykułu jest ocena możliwości ekonometrycznego określenia wpływu atrybutów przy użyciu szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości. Podjęta została próba ekonometrycznej specyfikacji algorytmu, a następnie ocenie poddana zasadność tego typu podejścia oraz możliwość jego zastosowania w praktyce.

1. Algorytm masowej wyceny nieruchomości

Algorytm wyceny masowej można przedstawić za pomocą następującego równania (Hozer i in., 1999):

$$W_i = WWR_{mi} \cdot pow_i \cdot C_{baz} \prod_{j=1}^p (1 + A_j) \quad (1)$$

gdzie:

W_i – wartość rynkowa (lub katastralna) i -tej nieruchomości,

WWR_{mi} – współczynnik wartości rynkowej w m -tym obrębie ($m = 1, 2, \dots, M$),

M – liczba obrębów,

pow_i – powierzchnia i -tej nieruchomości,

C_{baz} – cena 1m² najtańszego (nieuzbrojonego) gruntu rolnego na terenie gminy,

A_j – wartość j -tego atrybutu ($j = 1, 2, \dots, p$),

p – liczba atrybutów.

Równanie (1) nie jest modelem ekonometrycznym, nie występuje w nim bowiem ważny czynnik wskazujący na stochastyczność modelowanego procesu, czyli czynnik losowy. Ponadto wartości poszczególnych atrybutów (A_j) są kalibro-

¹ Krótką charakterystykę możliwości zastosowania modeli ekonometrycznych w masowej wycenie nieruchomości zawierają np. prace (Hozer, Foryś, Zwolankowska, Kokot, Kuźmiński, 1999; Hozer, Kokot, Kuźmiński, 2002).

wane metodą ekspercką przez rzeczoznawców majątkowych, którzy stanowią ważne „ogniwo” w działaniu algorytmu. Rzeczoznawcy wyceniają w podejściu indywidualnym nieruchomości reprezentatywne, które są losowane zgodnie z prawidłami metody reprezentacyjnej z każdego obrębu objętego masową wyceną. Znając wartości wylosowanych nieruchomości reprezentatywnych, wartości atrybutów, „cenę bazową” (C_{baz}) i powierzchnie, można dla każdego obrębu oszacować współczynniki wartości rynkowej (WWR_{mi}), kształtujące się pod wpływem „mody” na określone lokalizacje.

Możliwość oszacowania współczynników wartości rynkowej jest istotną zaletą algorytmu, której nie posiadają na przykład opisywane w literaturze modele regresji wielorakiej. Dwie nieruchomości o zbliżonych atrybutach mogą mieć bardzo różniące się od siebie wartości, jeżeli położone są w obrębach o odmiennym wpływie mody. Algorytm (1) odzwierciedla tego typu zależności.

Reasumując, można zauważyć, że algorytm opiera się na określaniu wpływu cech rynkowych metodą ekspercką przez rzeczoznawców majątkowych. Dodatkowo nie zakłada się *explicite* stochastyczności modelowanego zjawiska (wartości nieruchomości). Pojawia się w związku z tym pytanie: Czy możliwa jest ekonometryczna specyfikacja szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości? W artykule podjęta została próba udzielenia odpowiedzi na to pytanie.

2. Próba ekonometrycznej specyfikacji algorytmu masowej wyceny

Masowa wycena przewidziana jest dla trzech przypadków. Algorytm może być stosowany do określania wartości katastralnej, na potrzeby ciągle w Polsce nieobowiązującego podatku katastralnego. Kolejne dwa przypadki to aktualizacja opłat za użytkowanie wieczyste oraz ocena ekonomicznych skutków zmian w planie zagospodarowania przestrzennego. Wyodrębnienie to jest ważne dlatego, że wpływa na zbiór atrybutów, a dokładniej – na możliwość uwzględniania w zbiorze atrybutów przeznaczenia w planie zagospodarowania przestrzennego. Ten atrybut może występować tylko w przypadku wyceny zmierzającej do określenia wartości katastralnej. W pozostałych przypadkach (aktualizacja opłat za użytkowanie wieczyste, ocena ekonomicznych skutków zmian w planie zagospodarowania przestrzennego) zbiór nieruchomości należałoby podzielić na podzbiory jednorodne ze względu na przeznaczenie w planie zagospodarowania przestrzennego.

Zdefiniowanie zmiennych w modelu ekonometrycznym opartym na algorytmie (1) nie jest problematyczne. Zmienną objaśnianą jest wartość rynkowa lub katastralna nieruchomości (W_i). Zmiennymi objaśniającymi muszą być wszystkie atrybuty wpływające na wartość (tab. 1).

Tabela 1. Atrybuty nieruchomości w algorytmie masowej wyceny

Atrybut	Wariant atrybutu/symbol	Wartości atrybutu
Przeznaczenie w planie zagospodarowania przestrzennego (P)	Pod komercję (handel, usługi) – P_1	0/1
	Pod mieszkalnictwo – P_2	0/1
	Pod usługi niekomercyjne (ośrodki zdrowia, kultury) – P_3	0/1
	Na cele przemysłowo-składowe – P_4	0/1
	Pod rekreację – P_5	0/1
	Pod komunikację – P_6	0/1
	Pod parki i zieleń – P_7	0/1
	Pod strefy ochronne	–
Sąsiedztwo (S)	Korzystne – S_1	0/1
	Nieuciążliwe – S_2	0/1
	Uciążliwe – S_3	0/1
	Szkodliwe	–
Uzbrojenie w infrastrukturę techniczną (U)	Energia elektryczna, wodociąg, kanalizacja, gaz – E_1	0/1
	Energia elektryczna, wodociąg, kanalizacja – E_2	0/1
	Energia elektryczna (3 fazy), wodociąg – E_3	0/1
	Energia elektryczna (1 faza) – E_4	0/1
	Brak infrastruktury technicznej	–
Dostęp do środków komunikacji (K)	Bardzo dobry – K_1	0/1
	Dobry – K_2	0/1
	Średni – K_3	0/1
	Zły	–
Położenie w stosunku do centrów miejskich (L)	Do 500 m – L_1	0/1
	Do 1000 m – L_2	0/1
	Do 2000 m – L_3	0/1
	Do 3000 m – L_4	0/1
	Powyżej 3000 m	–
Warunki gruntowo-wodne (GW)	Bardzo korzystne – GW_1	0/1
	Korzystne – GW_2	0/1
	Przeciętne – GW_3	0/1
	Niekorzystne	–
Słuźebność gruntowa (SG)	SG	0/1

„–” – brak wartości

Źródło: Hozer i in. (1999).

Wstępna hipoteza modelowa algorytmu masowej wyceny przedstawia się następująco:

$$W_i = f(WWR_{mi}, P_{pi}, S_{si}, U_{ui}, K_{ki}, L_{li}, GW_{gi}, SG_i, u_i),$$

gdzie u_i – składnik losowy. Oznaczenia zmiennych objaśniających odpowiadają oznaczeniom w tabeli 1.

Wyodrębnionych zostało siedem atrybutów. Część z nich mierzona jest na skali nominalnej, na podstawie której można stwierdzić jedynie, czy dana kategoria występuje, czy też nie. Na tej skali mierzone jest przeznaczenie w planie zagospodarowania przestrzennego (P) oraz służebność gruntowa (SG). W modelu ekonometrycznym będzie występować wyraz wolny, więc w celu uniknięcia ścisłej współliniowości zmiennych objaśniających, jeżeli liczba kategorii dla danego atrybutu jest większa od jednej, to zmienne 0–1 (zmienne zero-jedynkowe) dla każdej ostatniej kategorii będą pomijane.

W przypadku przeznaczenia w planie zagospodarowania przestrzennego (P) dodaje się zmienne 0–1 dla każdej kategorii poza ostatnią. Wpływ tego atrybutu uwzględnia się zatem, dodając do zbioru zmiennych objaśniających siedem zmiennych zero-jedynkowych: P_1, P_2, \dots, P_7 . Zmienna jest równa jeden dla danego przeznaczenia w planie, a zero – w pozostałych przypadkach. Kategoria „pod strefy ochronne” (P_8) jest pomijana. Parametry przy zmiennych P_1, P_2, \dots, P_7 będą informować o przeciętnym wzroście poziomu zjawiska w stosunku do kategorii pominiętej (P_8). Analogicznie będzie w przypadku pozostałych atrybutów.

Aby uwzględnić służebność gruntową (SG), dodaje się jedną zmienną 0–1.

Kategorie pozostałych atrybutów można przedstawić na skali porządkowej, w której analizuje się relacje przewyższenia i równości kategorii zmiennej. Przykładowo sąsiedztwo korzystne jest lepsze od nieuciążliwego, a nieuciążliwe jest lepsze od uciążliwego itd. Podobne reguły dotyczą uzbrojenia, dostępu do komunikacji, położenia w stosunku do centrum czy warunków gruntowo-wodnych.

Kategorie zmiennych mierzonych na skali porządkowej można kodować jako kolejne liczby naturalne: 1, 2, 3, ..., h , gdzie „1” to wariant najlepszy, „2” to wariant gorszy, „3” to wariant jeszcze gorszy, a h to wariant najgorszy itd. Jednak tego typu zmiennych nie można dołączyć do modelu ekonometrycznego, nie można bowiem ze zmiennej jakościowej, a taki charakter mają rozważane atrybuty, czynić zmiennej ilościowej. Kolejne liczby naturalne 1, 2, 3, ..., h to tylko „kody” poszczególnych kategorii, a nie ich obiektywne charakterystyki. Możemy jedynie stwierdzić, że dana kategoria jest lepsza bądź równoważna, natomiast nie jesteśmy w stanie stwierdzić, „o ile” lepsza. Wprowadzając zmienne o wartościach 1, 2, 3, ..., h , zakładamy, że odległości

między kategoriami są równe, a tego najzwyczajniej nie wiemy. Może to skutkować sztucznym (i nieprawdziwym) wzmacnianiem skali i prowadzić do przekłamań.

Jak zatem wprowadzać zmienne mierzone na skali porządkowej do zbioru zmiennych objaśniających modelu ekonometrycznego? Tak jak w przypadku zmiennych mierzonych na skali nominalnej, czyli za pomocą zmiennych 0–1 dla każdej kategorii (poza ostatnią, która jest pomijana w celu uniknięcia ścisłej współliniowości zmiennych).

Przykładowo atrybut „warunki gruntowo-wodne” ma cztery kategorie:

- bardzo korzystne – GW_1
- korzystne – GW_2
- przeciętne – GW_3
- niekorzystne.

Atrybut ten uwzględniany jest w modelu za pomocą trzech sztucznych zmiennych 0–1: GW_1 , GW_2 , GW_3 . Zmienna GW_1 jest równa jeden, jeżeli nieruchomość cechuje się bardzo korzystnymi warunkami gruntowo-wodnymi, a zero – dla innych warunków gruntowo-wodnych. Analogicznie są definiowane pozostałe kategorie tej zmiennej (GW_2 , GW_3). Podobnie określa się też pozostałe atrybuty mierzone na skali porządkowej.

Kolejnym zagadnieniem jest uwzględnienie w modelu ekonometrycznym współczynników wartości rynkowej (WWR_{mi}). Jeżeli liczba obrębów jest równa M , do modelu należy wprowadzić $M - 1$ zmiennych 0–1 dla każdego obrębu poza jednym, który jest pomijany.

Tak określony zbiór zmiennych objaśniających jest problematyczny. Pierwszym problemem jest duża liczba zmiennych objaśniających, która dla przyjętej bazy atrybutów oraz M obrębów jest równa: $M + 7 + 3 + 4 + 3 + 4 + 3 + 1 = M + 25$. Liczba obrębów (M) jest zazwyczaj duża, a więc prawidłowe oszacowanie parametrów modelu ekonometrycznego z takim zbiorem zmiennych objaśniających w wielu przypadkach może być niemożliwe. Liczba nieruchomości wylosowanych z danego obrębu może być niewielka z przyczyn obiektywnych. Może to wynikać na przykład z tego, że w danym obrębie jest tylko kilka nieruchomości dużych. W takiej sytuacji „wylosowanie” nawet wszystkich nieruchomości z obrębu może być niewystarczające do uzyskania wiarygodnych wyników.

Kolejnym problemem może być ścisła współliniowość zmiennych objaśniających, która całkowicie uniemożliwia oszacowanie wpływu niektórych kategorii (atrybutów). Generalnie jeżeli w ramach danego obrębu będą występować tylko nieruchomości cechujące się występowaniem jednej kategorii, to wpływu tej kategorii oszacować się nie da.

Na przykład jeżeli w danym obrębie wszystkie nieruchomości są obciążone służebnością gruntową, to wpływu tego atrybutu nie da się ekonometrycznie oszacować, wtedy bowiem: $WWR_{mi} = SG_i$. Nie da się zatem „rozdzielić” wpływu tych dwóch zmiennych.

Fragment macierzy wartości zmiennych objaśniających dla tego przypadku może wyglądać następująco (wiersze odpowiadają nieruchomościom, kolumny – zmiennym):

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & .. & 1 \\ 1 & 1 & .. & 1 \\ 1 & .. & .. & .. \\ 1 & 1 & .. & 1 \\ 1 & 0 & .. & 0 \\ .. & .. & .. & .. \end{bmatrix}$$

W pierwszej kolumnie jest, ze względu na wyraz wolny, zmienna składająca się z jedynek, w drugiej kolumnie jest zmienna WWR_{mi} , a w czwartej – SG_i . W takiej sytuacji nie można określić wpływu tych zmiennych (przynajmniej jednej z nich).

Gdy w danym obrębie wszystkie nieruchomości są przeznaczone pod mieszkalnictwo, to $WWR_{mi} = P_{2i}$. Z kolei gdy wszystkie nieruchomości mają sąsiedztwo korzystne, to $WWR_{mi} = S_{1i}$, itp. Podobnych przypadków ścisłej współliniowości zmiennych może być dużo więcej.

Przykładowo gdy w danym obrębie część nieruchomości jest przeznaczona pod mieszkalnictwo, a wszystkie pozostałe – pod komercję, to $WWR_{mi} = P_{1i} + P_{2i}$. Fragment macierzy obserwacji wartości zmiennych objaśniających może wtedy wyglądać następująco:

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 1 & 0 \\ 1 & .. & 1 & .. & 0 & 1 \\ 1 & .. & 1 & .. & 0 & 1 \\ 1 & .. & 1 & .. & 0 & 1 \\ 1 & .. & 0 & .. & 0 & 0 \\ .. & .. & .. & .. & .. & .. \end{bmatrix}$$

W pierwszej kolumnie jest zmienna „jedynkowa” (ze względu na wyraz wolny), w trzeciej kolumnie jest zmienna WWR_{mi} , która w tym przypadku jest sumą zmiennych P_{1i}, P_{2i} . Zmienne są więc związane liniową kombinacją, występuje ich ścisła współliniowość, a więc jedna z nich musi być z modelu odrzucona.

Reasumując, możliwych kombinacji zmiennych, w których będzie występować ich ścisła współliniowość, jest wiele, co w efekcie uniemożliwia oszacowanie wpływu części kategorii (atrybutów). Przypadków ścisłej współliniowości byłoby znacznie mniej po odrzuceniu zmiennych WWR_m , co oznaczałoby jednak pominięcie ważnego czynnika wpływającego na wartość nieruchomości (moda)². Należy jednak dodać, że zaletą występowania w modelu wyłącznie zmiennych 0–1 jest ich nielosowość, co jest jednym z warunków stosowania metody najmniejszych kwadratów (MNK).

Algorytm masowej wyceny (1) ma postać multiplikatywną, w związku z czym przyjęto wykładniczą postać modelu. Dodatkowym uzasadnieniem jest występowanie w zbiorze zmiennych objaśniających zmiennych 0–1.

Hipoteza modelowa algorytmu w wersji wykładniczej, po zlinearyzowaniu, jest następująca:

$$\ln\left(\frac{W_i}{pow_i C_{baz}}\right) = \alpha_0 + \sum_{m=1}^{M-1} \alpha_{1m} WWR_{mi} + \sum_{p=1}^7 \alpha_{2p} P_{pi} + \sum_{s=1}^3 \alpha_{3s} S_{si} + \sum_{u=1}^4 \alpha_{4u} U_{ui} \quad (2)$$

$$+ \sum_{k=1}^3 \alpha_{5k} K_{ki} + \sum_{l=1}^4 \alpha_{6l} L_{li} + \sum_{g=1}^3 \alpha_{7g} GW_{gi} + \alpha_8 SG_i + u_i$$

gdzie:

$\alpha_0, \alpha_{1m}, \alpha_{2p}, \alpha_{3s}, \alpha_{4u}, \alpha_{5k}, \alpha_{6l}, \alpha_{7g}, \alpha_8$ – parametry,

u_i – składnik losowy.

Zmienną objaśnianą w modelu (2) jest zlogarytmowany iloraz wartości nieruchomości wycenianej i wartości nieruchomości „bazowej”, która to wartość jest znana i jest punktem odniesienia.

Składnik losowy w modelu (2) powinien charakteryzować się stałą wariancją (homoskedastyczność) i brakiem autokorelacji. Jeżeli założenia te nie są spełnione, to estymatory MNK nie są efektywne. W przypadku rozważanego modelu chodzi o autokorelację przestrzenną, gdyż model masowej wyceny opiera się na danych przekrojowych.

² Można również próbować określać wpływ mody na podstawie reszty modelu ekonometrycznego, z takim zbiorem zmiennych objaśniających jak w tabeli 1.

Z autokorelacją przestrzenną (dodatnią lub ujemną) mamy do czynienia wtedy, gdy wartość danej zmiennej jest istotnie powiązana (dodatnio lub ujemnie) z wartością tej samej zmiennej w sąsiednich lokalizacjach. W przypadku wartości nieruchomości występowanie dodatniej autokorelacji przestrzennej jest bardzo prawdopodobne. Wysoka wartość nieruchomości w „dobrych” lokalizacjach podnosi często wartość nieruchomości w lokalizacjach sąsiednich. Lokalizacje gorsze, w których nieruchomości mają niższą wartość, mogą z kolei obniżać wartość nieruchomości sąsiednich. Może to skłaniać do wniosku, że ekonometryczny model masowej wyceny nieruchomości powinien zawierać również efekty przestrzenne³.

Spełnienie założeń o homoskedastyczności i braku autokorelacji przestrzennej składnika losowego w przypadku modelu (2) wydaje się mało prawdopodobne. Jedną z cech fizycznych nieruchomości jest ich różnorodność. Analizowane obiekty (nieruchomości) są zróżnicowane, co prowadzi do heteroskedastyczności składnika losowego. Każda nieruchomość jest inna i może w nieco inny sposób „reagować” na wpływ poszczególnych atrybutów.

Po oszacowaniu modelu (2) wpływ poszczególnych kategorii można określić jako: $e^{\alpha} - 1$. Tak określony wpływ informuje o względnym wzroście wartości danej nieruchomości w stosunku do wartości bazowej, przy czym wpływ każdej kategorii jest odnoszony do kategorii pominiętej (w celu uniknięcia ścisłej współliniowości zmiennych).

W kolejnym etapie na podstawie tak wyznaczonego względnego wpływu poszczególnych kategorii można zbudować bazę wpływu atrybutów na wartość nieruchomości, która może być później wykorzystywana w algorytmie masowej wyceny (1). Niezbędna przy tym wydaje się wiedza ekspercka w postaci opinii rzeczoznawców majątkowych, którzy powinni ocenić każdy z uzyskanych w ten sposób wyników.

Podsumowanie

Ekonometryczna specyfikacja szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości rodzi wiele problemów. Aby oszacować wpływ atrybutów, należy wprowadzać do modelu zmienne 0–1 dla wszystkich kategorii (poza jedną, która jest pomijana w celu uniknięcia ścisłej współliniowości zmiennych). Związane jest

³ Szczegółowy opis metod ekonometrii przestrzennej zawiera np. praca (Suchecky, 2010).

to z tym, że atrybuty mierzone są na słabych skalach, takich jak skala nominalna i porządkowa.

Za pomocą zmiennych 0–1 określa się również współczynniki wartości rynkowej. W ich przypadku liczba zmiennych 0–1 jest równa liczbie obrębów pomniejszonej o jeden. Taka specyfikacja zmiennych objaśniających prowadzi do ich dużej liczby, a tym samym dla danej liczby obserwacji znacznie pomniejsza liczbę stopni swobody, co przekłada się bezpośrednio na właściwości modelu i jakość wyników. Zaletą tego typu zmiennych objaśniających jest natomiast ich nielosowość.

Dodatkowym problemem jest możliwość występowania ścisłej współliniowości zmiennych objaśniających, co uniemożliwia oszacowanie wpływu przynajmniej niektórych atrybutów.

Bardzo wątpliwe jest także uzyskanie homoskedastycznego składnika losowego spełniającego dodatkowo założenie o braku autokorelacji przestrzennej, co prowadzi do nieefektywności estymatorów MNK.

Podsumowując, należy podkreślić, że ekonometryczna specyfikacja algorytmu masowej wyceny może być problematyczna. Ostateczną weryfikacją podejścia ekonometrycznego powinna być jednak weryfikacja empiryczna z wykorzystaniem danych z rynku nieruchomości. Podejście ekonometryczne może być ważnym narzędziem wspomagającym ekspercką wiedzę rzeczoznawców majątkowych stosujących w praktyce algorytm masowej wyceny. Ze względu jednak na przedstawione problemy metodyczne każdy z uzyskanych wyników powinien być poddany ocenie eksperckiej.

Literatura

- Doszyń, M. (2012). Ekonometryczna wycena nieruchomości. *Metody Ilościowe w Ekonomii, Studia i Prace Wydziału Nauk Ekonomicznych i Zarządzania*, 26, 41–52.
- Hozer, J., Foryś, I., Zwolankowska, M., Kokot, S., Kuźmiński, W. (1999). *Ekonometryczny algorytm masowej wyceny nieruchomości gruntowych*. Szczecin: Katedra Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Szczecińskiego, Stowarzyszenie Pomoc i Rozwój.
- Hozer, J., Kokot, S., Kuźmiński, W. (2002). *Metody analizy statystycznej rynku w wycenie nieruchomości*. Warszawa: Polska Federacja Stowarzyszeń Rzeczoznawców Majątkowych.
- Prystupa, M. (2000). O potrzebie dalszych prac nad zastosowaniem regresji wielorakiej w wycenie nieruchomości. *Rzeczoznawca Majątkowy*, 4.
- Sucheckie, B. (red.) (2010). *Ekonometria przestrzenna. Metody i modele analizy danych przestrzennych*. Warszawa: C.H. Beck.

Walesiak, M. (2016). *Uogólniona miara odległości GDM w statystycznej analizie wielowymiarowej z wykorzystaniem programu R*. Wrocław: Wyd. UE we Wrocławiu.

SZCZECIN'S ALGORITHM OF REAL ESTATE MASSIVE VALUATION – ECONOMETRIC APPROACH

Abstract

The purpose of the article is to refer to the econometric possibilities of estimating the impact of property attributes on the value of real estate, based on a model adapted by the Szczecin algorithm of mass property valuation. The following problems have been discussed: the introduction of qualitative explanatory variables with respect to the measurement scale, the number of explanatory variables, the linearity and randomness of the explanatory variables, the properties of the random component, and the influence of attributes on the estimated model.

Translated by Mariusz Doszyń

Keywords: real estate valuation, econometric methods in property valuation

JEL Codes: C01, C01, C18, C51, R30