

Janusz Dąbrowski, Tomasz Adamczyk

Wykorzystanie atrybutów globalnych do prognozowania wartości rynkowej nieruchomości

Acta Scientiarum Polonorum. Administratio Locorum 9/2, 47-58

2010

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.

WYKORZYSTANIE ATRYBUTÓW GLOBALNYCH DO PROGNOZOWANIA WARTOŚCI RYNKOWEJ NIERUCHOMOŚCI

Janusz Dąbrowski¹, Tomasz Adamczyk²

¹Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Jarosławiu

²Akademia Górniczo-Hutnicza w Krakowie

Streszczenie. Artykuł pokazuje metodykę badania rynku i szacowania wartości rynkowej nieruchomości w oparciu o modele statystyczne bazujące na parametrach globalnych. Prezentowane wyniki badań potwierdziły tezę, że wybrane wskaźniki społeczno-gospodarcze i parametry makroekonomiczne są dobrym estymatorem prognozowania rynkowej wartości nieruchomości. W pracy szeroko zastosowano analizę czynnikową i regresję wieloraką w celu wyłonienia i weryfikacji parametrów globalnych z badanych wskaźników społeczno-gospodarczych.

Słowa kluczowe: analiza czynnikowa, atrybuty globalne, regresja wieloraka

WSTĘP

Przeprowadzone badania w latach 2007–2009 [Dąbrowski 2009] potwierdziły ścisły związek stanu gospodarki z rynkiem nieruchomości. W literaturze branżowej rzeczoznawców majątkowych [Czaja i Parzych 2007, Żróbek i Żróbek 1996, Kucharska-Stasiak 2007] i ekonomicznej [Begg i in. 2007, Grabski 1928, Hübner i in. 1994, Jajuga 2006] autorzy zgodnie podkreślają ścisły związek cen nieruchomości z jego otoczeniem. Bardzo widoczna jest tendencja, w publikacjach wydanych po 2000 r., poszerzania listy zmiennych, które powinny się znaleźć w przestrzeni badawczej tzw. otoczenia rynku nieruchomości. Idąc naprzeciw różnym sugestiom i postulatam, przeanalizowano 205 różnego typu wskaźników gospodarczo-społecznych, makroekonomicznych i demograficznych oddziałujących w latach 1999–2008 na rynek nieruchomości. Wyniki badań w pełni potwierdziły zasadność uwzględniania w analizie rynku nieruchomości całej gamy czynników gospodarczych: regionu,

Adres do korespondencji – Janusz Dąbrowski, Państwowa Wyższa Szkoła Zawodowa w Jarosławiu im. ks. Bronisława Markiewicza, ul. Czarnieckiego 16, 37-500 Jarosław, e-mail: geo-staszic@wp.pl

Polski, Europy i świata. Badania pokazały też nowe, często zaskakujące, zależności krajowego rynku nieruchomości ze światowymi wskaźnikami gospodarczymi. Na przykład w latach 2005–2007 z cenami nieruchomości silniej były skorelowane stopy procentowe w USA niż w Polsce. Zestawienie wielkości popytu inwestycyjnego, a właściwie jego struktury narodowościowej, potwierdziło z pozoru zaskakujące wyniki badań i sprawiło, że stały się całkowicie logiczne i wewnętrznie spójne. Podstawowym problemem, z jakim spotyka się badacz analizujący otoczenie rynku nieruchomości, jest dobór i selekcja zmiennych opisujących otoczenie rynku nieruchomości.

W pracy do selekcji i ograniczenia liczby zmiennych zastosowano analizę czynnikową. Metodę i algorytm postępowania przy wyborze parametrów globalnych przedstawiono na XI Konferencji TNN.

Dla przedstawionego tematu pracy można sformułować następującą tezę:

Analiza czynnikowa i regresja wieloraka stanowią optymalny aparat badawczy do selekcji i doboru parametrów globalnych służących do analizy rynku nieruchomości.

W ramach rozwinięcia postawionej tezy autorzy przedstawili w publikacji proces weryfikacji parametrów globalnych wyselekcjonowanych na bazie analizy czynnikowej i ostatecznego doboru, a także oceny wiarygodności optymalnego modelu statystycznego za pomocą analizy regresji wielorakiej.

OGÓLNA CHARAKTERYSTYKA METOD ANALIZY RYNKU NIERUCHOMOŚCI

Ceny transakcyjne nieruchomości C_T możemy opisać pojęciowo funkcją:

$$C_T = T + S + K + P + SKR$$

C_T – cena transakcyjna

T – tendencja rozwojowa

S – wahania sezonowe

K – wahania koniunkturalne

P – wahania przypadkowe

SKR – składnik krytyczny

lub za pomocą modelu multiplikatywnego (wahania są proporcjonalne do zjawiska, nakładają się na trend w sposób mnożnikowy), który ideowo możemy przedstawić wzorem:

$$C_T = T S P$$

C_T – cena transakcyjna

T – tendencja rozwojowa

S – wahania sezonowe

K – wahania koniunkturalne

Wyodrębnienie wszystkich elementów funkcji ceny transakcyjnej, niezależnie od przyjętego modelu, nazywamy dekompozycją ceny transakcyjnej.

Jeżeli założymy, że parametry opisujące rynek nieruchomości mogą być ze sobą skorelowane lub może występować zjawisko współwystępowania, to stopień komplikacji zagadnienia znacząco wzrasta. Dodatkowo jesteśmy zobligowani w rozważaniach wziąć pod uwagę takie parametry, które uwzględniłyby równanie obiegu pieniądza:

$$MV = PQ$$

gdzie:

V – prędkość obiegu pieniądza,

Q – poziom produkcji krajowej,

P – ceny dóbr i usług,

M – zasób pieniądza.

ANALIZA CZYNNIKOWA

Dzięki zastosowaniu analizy czynnikowej można dokonać redukcji zmiennych niezależnych i podzielić wskaźniki gospodarcze na grupy zmiennych pozostających względem siebie w słabej korelacji. Praktyczną korzyścią zastosowania analizy czynnikowej jest zastąpienie wielu zmiennych rzeczywistych kilkoma zmiennymi syntetycznymi. Dwieście pięć zmiennych analizowanych dzięki analizie czynnikowej zostaje zastąpionych jedną, dwoma, trzema lub czterema zmiennymi syntetycznymi. Wszystkie zmienne w analizie czynnikowej traktowane są jako zmienne niezależne tworzące n -wymiarowy model opisujący całą gospodarkę.

Drugą zaletą analizy czynnikowej jest ortogonalność osi w przestrzeni n -wymiarowej, co w praktyce daje możliwość wyselekcjonowania grup parametrów, które wyjaśniają inną część przestrzeni. Analiza czynnikowa pozwala na matematyczne wyznaczenie grup zmiennych wzajemnie ortogonalnych. Wyznaczając macierz korelacji w module statystyk podstawowych, możemy łatwo otrzymać wzajemne korelacje między zmiennymi bez możliwości jednoznacznego podziału na zmienne ortogonalne. Taką możliwość daje natomiast analiza czynnikowa.

Równanie analizy czynnikowej można zapisać w postaci układu równań funkcji liniowej czynników ważonych, zwanego **modelem czynnikowym** (czynniki traktowane są jako zmienne):

$$C_1 = a_{11} G_1 + a_{12} G_2 + \dots + a_{1m} G_m + d_1 U_1$$

$$C_2 = a_{21} G_1 + a_{22} G_2 + \dots + a_{2m} G_m + d_2 U_2$$

.....

$$C_n = a_{n1} G_1 + a_{n2} G_2 + \dots + a_{nm} G_m + d_n U_n$$

gdzie:

a_{jm} – ładunki czynnikowe (wagi w zakresie czynników wspólnych)

$G_1, G_2, \dots, G_n$ – czynniki (zmienne)

Czynniki są hipotetycznymi zmiennymi, otrzymanymi z analizy ze zbioru zmiennych pochodzących z bezpośredniego pomiaru.

WERYFIKACJA MODELI STATYSTYCZNYCH W POWIĄZANIU Z RYNKIEM NIERUCHOMOŚCI

Zestawiając kilka (kilkanaście) modeli dla wybranej grupy parametrów globalnych, możemy porównać i zestawić modele o możliwie największej wartości wyjaśniającej i możliwie największej liczbie rozpatrywanych atrybutów globalnych. Jest to jeden z wielu sposobów wytypowania grupy wskaźników reprezentatywnych z bazy wskaźników społeczno-gospodarczych.

W tabeli 1 zestawiono reszty i ich podstawowe statystyki dla optymalnych modeli, które wyselekcjonowano za pomocą analizy czynnikowej.

Tabela 1. Zestawienie atrybutów globalnych i reszt dla wybranych modeli regresji wielorakiej
Table 1. Overview of global attributes and residuals for selected multiple regression models

Data (miesiące) Date (months)	Modele statystyczne – regresja wieloraka Statistical models – multiple regression																	
	101-110-205-317-634	110-317-502-634	110-317-502-618	135-321-502-618	317-502-618	110-317-634	317	321-415	321-502	321	319	Czas	135-615	321-415	501-502	321-629	103-205	
	Reszty (R) w zł dla wybranych modeli The rest in the zł for selected models																	
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	
30	44	32	-6	151	11	82	11	241	106	176	169	33	320	241	181	312	-76	
29	101	194	241	300	315	244	319	442	294	354	359	240	403	442	379	469	134	
28	-111	-77	-32	-25	-55	-15	-5	51	37	96	100	87	29	51	119	133	-39	
27	-126	-200	-184	-241	-237	-133	-66	19	-27	14	12	-46	-370	19	-72	-109	-79	
26	170	141	155	142	87	190	210	225	170	210	214	251	156	225	168	162	246	
25	-88	-21	-40	-162	-108	4	-23	-165	-164	-130	-132	-32	-122	-165	-193	-122	-35	
23	31	53	-91	-56	-72	38	-71	221	-124	-105	-114	81	51	221	-28	-33	176	
22	-61	13	27	-9	11	7	-7	-137	-46	-46	-45	88	24	-137	5	12	128	
21	-91	-184	-173	-120	-173	-221	-296	-259	-310	-326	-331	-125	14	-259	-155	-187	77	
20	-7	-34	-22	-93	-6	-81	-60	-59	-116	-161	-150	-88	-154	-59	-92	-123	-77	
19	189	173	196	68	206	105	112	170	99	29	40	-1	-40	170	21	83	-101	
18	102	117	152	113	202	32	28	30	99	17	22	-14	66	30	33	123	-39	
15	-98	-173	-145	-123	-178	-291	-372	-298	-236	-363	-362	-443	-130	-298	-319	-290	-468	
14	-124	-205	-201	-147	-215	-330	-394	-582	-280	-414	-407	-446	-168	-582	-297	-364	-321	
13	-70	-83	-73	-52	-28	-193	0	-49	42	-123	-131	-299	-323	-49	-124	-290	73	
12	180	209	180	157	144	73	88	3	222	46	24	-122	-156	3	132	-86	287	
11	26	47	18	101	95	-89	27	49	243	58	60	-75	-248	49	259	-92	462	
9	34	2	-25	-50	17	136	164	177	7	166	156	179	88	177	-231	132	248	
8	-11	-16	-12	-92	70	108	189	31	62	203	201	176	-47	31	-154	172	38	

cd. tabeli 1 – cont. Table 1

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
7	-84	-51	-32	46	85	60	185	31	-49	88	91	133	263	31	-118	106	-120
5	-5	-42	-49	87	0	59	108	85	64	170	174	176	190	85	86	86	-129
2	-68	33	39	-34	-55	94	-62	-117	-65	16	20	127	68	-117	121	-2	-386
0	67	70	77	40	-116	122	-85	-108	-27	25	31	121	86	-108	279	-92	0
Odch. stan. Standard deviation	99,3	121	123	128	140	150	176	213	160	191	191	193	195	213	188	197	216
$IR_{st}I$ w % $IR_{st}I$ in %	56	64	64	71	74	80	85	85	94	99	99	100	104	105	105	106	111
$\Sigma R^2/1000$ w % $\Sigma R^2/1000$ in %	27	39	40	44	53	60	84	69	114	98	98	100	102	122	122	104	126

Przyjęte oznaczenia:

101 – PKB	317 – indeks Divisia M1	502 – ludność ogółem [tys.]
103 – bezrobocie [%]	319 – indeks Divisia M2	615 – OFE Aegon [zł]
110 – sprzedaż n. aut [tys. szt.]	321 – indeks Divisia M3	618 – OFE Com.U. [zł]
135 – inflacja USA [%]	415 – skłonność do zakupów w pkt.	628 – średnia OFE [zł]
205 – produkcja bud.-mont. [%]	501 – liczba emigrant. do UE [tys.]	634 – WIG [pkt.]

Explanations:

101 – Gross Domestic Product	317 – Index Divisia M1	502 – population in thousands
103 – the unemployment rate [%]	319 – Index Divisia M2	615 – OFE Aegon [zł]
110 – new car sales in thousand pieces	321 – Index Divisia M3	618 – OFE Com.U. [zł]
135 – Inflation USA [%]	415 – willingness to buy in points	628 – Average OFE [zł]
205 – building and construction output [%]	501 – immigration to the Europea Union [thousands]	634 – WIG [points]

Źródło: Opracowanie własne

Source: Own study

Na podstawie analizy czynnikowej i merytorycznej oceny wskaźników obliczono i zestawiono reszty. Następnie wykonano podstawowe analizy statystyczne dla siedemnastu modeli. Uzyskane w ten sposób reszty szesnastu modeli porównano z resztami dla modelu, w którym zmienną niezależną był czas.

Optymalny model wybrano przez trójstopniową redukcję opartą na analizie: reszt, współczynników korelacji (szczególnie kwadratu skorygowanego współczynnika korelacji) i istotności współczynników regresji wielorakiej. Badanie reszt, choć nie przesądza o wiarygodności modelu, jest jednak ważne z uwagi na praktyczne ich zastosowanie w procesie szacowania. Model, który spełniałby wszystkie stawiane kryteria i równocześnie posiadałby reszty o większych wartościach niż model zbudowany w oparciu o czas, byłby całkowicie nieprzydatny. Jego stosowanie byłoby nieuzasadnione i szkodliwe z punktu widzenia wiarygodności szacowania.

Tabela 1 zawiera reszty dla najlepszych modeli uszeregowanych względem średnich wartości bezwzględnych reszt i odchylenia standardowego reszt. Po lewej stronie kolumny prezentującej reszty dla modelu z czasem zapisano modele zawierające mniejsze wartości reszt i bardziej optymalny ich rozkład, a po prawej modele mniej wiarygodne statystycznie.

Bardzo ciekawa z punktu widzenia merytorycznego jest interpretacja modelu „501–502”, pomimo że do dalszego badania nie był on rozpatrywany. Model 501–502 „Liczba ludności ogółem” (502) i „liczba emigrantów wyjeżdżających do UE z przyczyn ekonomicznych” (501) jest silnie skorelowany z cenami nieruchomości. R wielorakie na poziomie 0,98 świadczy o dużym wpływie emigracji zarobkowej na ceny nieruchomości. Do dalszej analizy przyjęto dwanaście najlepszych modeli. Wyniki statystyk podsumowujących przedstawiono w tabeli 2 – zestawiono współczynniki korelacji wraz z analizą testową od największego do najmniejszego R^2 skorygowanego.

Statystyka „poprawionego” („skorygowanego”) R^2 pozwala na porównanie modeli o różnej liczbie zmiennych niezależnych.

Obliczając „poprawione” R^2 należy pamiętać, że model zredukowany ma większą wartość tej statystyki niż model pełny, jeżeli wartość statystyki F -Fishera otrzymanej w regresji ma wartość większą niż jeden.

„Poprawione” R^2 liczymy ze wzoru:

$$R^2_{\text{„poprawiony”}} = 1 - \frac{n-1}{n-k} (1 - R^2)$$

gdzie:

n – liczba obserwacji,

k – liczba zmiennych niezależnych powiększona o wyraz wolny.

Wszystkie wyniki zawarte w tabeli 2 są istotne statystycznie. Po uszeregowaniu modeli opartych na pojedynczych lub grupowych atrybutach globalnych okazało się, że model: 101–110–205–317–634 uzyskał największą wiarygodność. Porównując trzy modele z jedną zmienną niezależną (317, 319 i 321), można stwierdzić większą ich wiarygodność statystyczną niż modelu porównawczego zbudowanego w oparciu o czas. Wszystkie jednozmiennowe modele zbudowano w oparciu o Indeksy Divisia odpowiednio od M1 do M3. Wyniki analiz jednoznacznie udowadniają, że wskaźniki podaży pieniądza wyśmienicie opisują otoczenie rynku nieruchomości. Wzrost skorygowanego R^2 wraz ze wzrostem liczby zmiennych niezależnych pozwala przypuszczać, że użyte atrybuty globalne są dobrze dobrane.

W tabeli 3 po odrzuceniu dwóch modeli w analizie R^2 zestawiono statystyki współczynników regresji dla dziesięciu badanych modeli.

Trzecim etapem weryfikacji statystycznej jest wykluczenie modeli, dla których parametry regresji są nieistotne statystycznie. W praktyce odrzucamy modele, dla których chociaż jeden współczynnik posiada p -value powyżej pięciu setnych lub znak przy danym współczynniku jest sprzeczny z elementarną wiedzą ekonomiczną. Dodatkowo badamy graficznie rozkład reszt w celu wykluczenia czynnika systematycznego.

Tabela 3 zawiera podsumowanie regresji dla dziesięciu modeli. Pierwszy model ze statystycznego punktu widzenia jest najlepszy, ale ocena merytoryczna może nasuwać pewne wątpliwości. Współczynnik przy zmiennej „wartość PKB” posiada ujemną wartość. Wartość ta jest trudna do zaakceptowania z uwagi na powszechnie znaną zależnością mówiącą, że im jest większe PKB, tym ceny dóbr są wyższe. Można przypuszczać, że zmienne 317 i 634 tłumaczą model w podobny sposób, co

Tabela 2. Wybór modelu na podstawie skorygowanego R^2 Table. 2. Model selection based on the adjusted R^2

Statystyki podsumowujące dla modeli regresji wielorakiej Summary statistics for multiple regression models												
Nr wsk. No.	101-110-205-317-634	110-317-502-634	110-317-502-618	135-321-502-618	317-502-618	110-317-634	321-502	317	319	321	Czas Time	321-415
R wielor. Multiple R	0,9948	0,9923	0,9921	0,9914	0,9896	0,9881	0,9865	0,9836	0,9807	0,9806	0,9803	0,9514
R^2 wielor. R -squared	99,0%	98,5%	98,4%	98,3%	97,9%	97,6%	97,3%	96,7%	96,2%	96,2%	96,1%	90,5%
R^2 skoryg. Adjusted R^2	98,7%	98,1%	98,1%	97,9%	97,6%	97,3%	97,1%	96,6%	96,0%	96,0%	95,9%	89,6%
Błąd std. estymacji Standard error of the estimate	113	134	136	141	299	161	168	180	195	196	197	315
$F(x, y)$	325	289	281	258	152	262	363	624	528	527	517	95
X	5	4	4	4	3	3	2	1	1	1	1	2
Y	17	18	18	18	19	19	20	21	21	21	21	20
Nr mod. Model number	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12

 $p < 0,00006$

Źródło: opracowanie własne

Source: own study

zmienna 101 i stąd może wynikać „matematyczna” korekta tej zmiennej poprzez jej ujemny znak. Nie mniej jednak model ten został odrzucony i nie podlegał dalszym rozważaniom.

Bardzo ciekawa jest również zależność ceny nieruchomości od liczby sprzedanych nowych aut. Wartość ujemna może sugerować, że osoby planujące zakup lokalu mieszkalnego rezygnują z kupna nowego samochodu. Jest to zachowanie typowe dla indywidualnych inwestorów. W przypadku inwestorów wpływających na popyt inwestycyjny jest bardzo prawdopodobne, że korelacja między ceną mieszkań a liczbą sprzedanych nowych aut dla tej grupy odbiorców jest znikoma. Popyt inwestycyjny kształtowany jest głównie przez podmioty gospodarcze. Z drugiej strony wzrost sprzedaży nowych samochodów jest dowodem na bogacenie się społeczeństwa. Należy jednak pamiętać, że wzrost dochodów osobistych skłania podatników do inwestycji mieszkaniowych, szczególnie tam gdzie stopy podatkowe są wysokie i istnieją duże ulgi podatkowe na cele budowlane [Owsiak 2001].

Tabela 3. Ocena parametrów regresji wielorakiej i regresji dwu zmiennych
 Table 3. Assessment of multiple regression and regression of two variables

Nr modelu Model number	Podsumowanie regresji zmiennej zależnej – cena 1 m ² nieruchomości lokalowych dla Krakowa Summary of the regression of the dependent variable – the price of 1 m ² property housing for the city of Krakow						
		β	bł. std. standard error	β	bł. std. standard error	t(17)	p
1	2	3	4	5	6	7	8
1	w. wolny intercept	–	–	2268,8	575,4	3,9	0,001
	101 wartość PKB kw/kw wg GUS [%] 101 gross Domestic Product from GUS [%]	–0,2774	0,0598	–215,4	46,4	–4,6	0,000
	110 sprzedaż aut w Polsce [tys. szt.] 110 new car sales in Poland [thousand pieces]	–0,2344	0,0439	–84,3	15,8	–5,3	0,000
	205 produkcja bud.-mont. r/r [%] 205 building and construction output [%]	0,1099	0,0365	6,6	2,2	3,0	0,008
	317 indeks Divisia M1 317 index Divisia M1	0,6564	0,1191	14,5	2,6	5,5	0,000
	634 WIG [pkt.] 634 WIG [points]	0,6753	0,1372	0,1	0,0	4,9	0,000
2	w. wolny intercept	–	–	–348 219,9	112 141,0	–3,1	0,006
	110 sprzedaż aut w Polsce [tys. szt.] 110 new car sales in Poland [thousand pieces]	–0,1198	0,0417	–43,1	15,0	–2,9	0,010
	317 indeks Divisia M1 317 index Divisia M1	0,7248	0,1247	16,0	2,8	5,8	0,000
	502 ludność ogółem [tys.] 502 population [thousands]	0,1328	0,0426	9,1	2,9	3,1	0,006
	634 WIG [pkt.] 634 WIG [points]	0,4426	0,1358	0,0	0,0	3,3	0,004
	w. wolny intercept	–	–	–382 716,8	116 210,5	–3,3	0,004
	110 sprzedaż aut [tys. szt.] 110 new car sales in Poland [thousand pieces]	–0,0938	0,0395	–33,7	14,2	–2,4	0,029
3	317 indeks Divisia M1 317 index Divisia M1	0,6476	0,1523	14,3	3,4	4,3	0,000
	502 ludność ogółem [tys.] 502 population [thousands]	0,1450	0,0441	10,0	3,0	3,3	0,004
	618 OFE Com.U. [zł] 618 OFE Com.U. [zł]	0,5089	0,1625	169,6	54,1	3,1	0,006
	w. wolny intercept	–	–	–429 869,3	122 232,6	–3,5	0,002
	135 inflacja m/m (USA) [%] 135 inflation m /m (USA) [%]	–0,0676	0,0335	–183,6	91,0	–2,0	0,059
4	321 indeks Divisia M3 321 index Divisia M3	0,5836	0,1760	18,8	5,7	3,3	0,004
	502 ludność ogółem [tys.] 502 population [thousands]	0,1622	0,0464	11,2	3,2	3,5	0,003
	618 OFE Comm. Union BPH CU WBK [zł] 618 OFE Comm. Union BPH CU WBK [zł]	0,5325	0,1763	177,5	58,7	3,0	0,007

cd. tabeli 3 – cont. Table 3

1	2	3	4	5	6	7	8
5	w. wolny intercept	–	–	1 077,6	664,8	1,6	0,121
	110 sprzedaż aut w Polsce [tys. szt.] 110 new car sales in Poland [thousand pieces]	–0,1138	0,0503	–40,9	18,1	–2,3	0,035
	317 indeks Divisia M1 317 index Divisia M1	0,6953	0,1501	15,3	3,3	4,6	0,000
	634 WIG [pkt.] 634 WIG [points]	0,3707	0,1616	0,0	0,0	2,3	0,033
	w. wolny intercept	–	–	–423 483,5	143 427,5	–3,0	0,008
6	321 indeks Divisia M3 321 index Divisia M3	1,0988	0,0544	35,3	1,8	20,2	0,000
	502 ludność ogółem [tys.] 502 population [thousands]	0,1596	0,0544	11,0	3,8	2,9	0,008
	w. wolny intercept	–	–	–492,2	284,3	–1,7	0,098
7	317 indeks Divisia M1 317 index Divisia M1	0,9836	0,0394	21,7	0,9	25,0	0,000
	w. wolny	–	–	–2 861,6	411,5	–7,0	0,000
8	319 indeks Divisia M2 319 index Divisia M2	0,9807	0,0427	32,1	1,4	23,0	0,000
	w. wolny intercept	–	–	–2 830,8	410,6	–6,9	0,000
9	321 indeks Divisia M3 321 index Divisia M3	0,9806	0,0427	31,5	1,4	22,9	0,000
	w. wolny intercept	–	–	4 758,8	88,6	53,7	0,000
10	czas time	0,9803	0,0431	106,9	4,7	22,7	0,000

Źródło: Opracowanie własne

Source: Own study

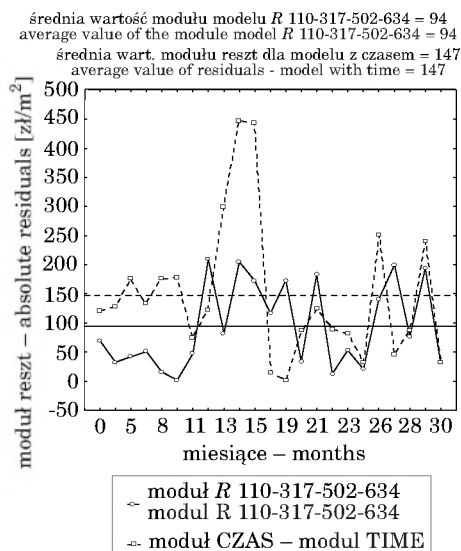
Kolejnym odrzuconym modelem z uwagi na brak istotności statystycznej zmiennej 135 jest model czwarty. Z praktycznego punktu widzenia wartość p na poziomie 5,9% jest do zaakceptowania, ale ponieważ są modele, które mają znacznie lepsze statystyki, model ten nie był również brany do rozważań w dalszej części pracy.

Model piąty odrzucono z uwagi na wartość p na poziomie 12,1% dla wyrazu wolnego. W takiej sytuacji można powtórzyć obliczenia bez wyrazu wolnego, ale z przyczyn wymienionych wcześniej model ten nie był rozpatrywany w dalszej części pracy.

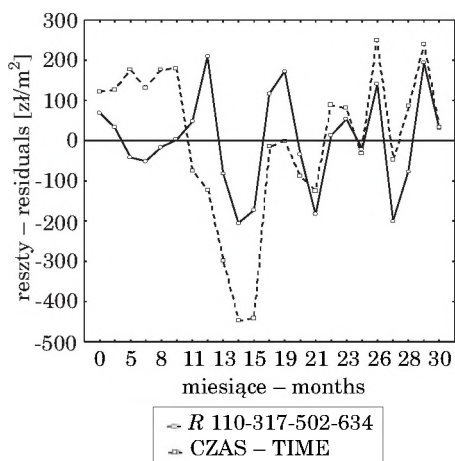
Również ze względu na wartości p na poziomie 9,8% dla wyrazu wolnego odrzucono model numer siedem. Modele 7, 8 i 9 są w bardzo silnej korelacji pomiędzy sobą, ponieważ są zbudowane w oparciu o wskaźniki podaży pieniądza (indeks Divisia). W dalszej części pracy przyjęto model numer osiem oparty o indeks Davisia M3 (nr atrybutu 321). Finalnie do dalszych rozważań przyjęto modele o numerach: 2, 3, 6, 8 i 9. Model zdefiniowany za pomocą zmiennych 110–317–502–634

był najwiarygodniejszy pod względem statystycznym i merytorycznym, dlatego też w badaniach wykonano graficzną interpretację rozrzutu reszt i ich wartości bezwzględnych.

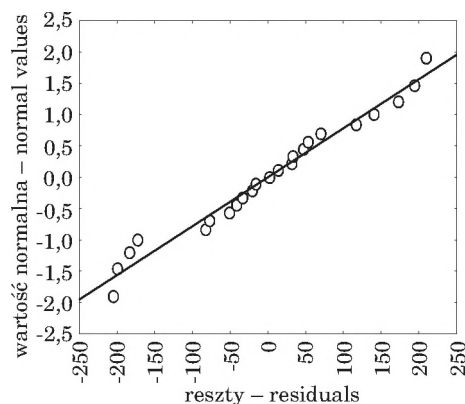
Rysunki 1 i 2 to odpowiednio rozrzuty reszt i ich wartości bezwzględnych modelu 110-317-502-634 i modelu opartego o upływ czasu względem wartości obserwowanych. Reszty i ich wartości bezwzględne dla badanego modelu mają mniejsze



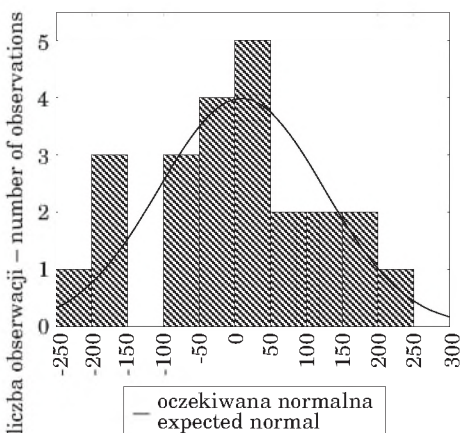
Rys. 1. Wykres rozrzutu wartości bezw. reszt
Fig. 1. Scatterplot of the absolute residuals
Źródło: Opracowanie własne
Source: Own study



Rys. 2. Wykres rozrzutu reszt
Fig. 2. Scatterplot of the residuals
Źródło: Opracowanie własne
Source: Own study



Rys. 3. Wykres normalności reszt
Fig. 3. Figure normality residuals
Źródło: Opracowanie własne
Source: Own study



Rys. 4. Rozkład surowych reszt
Fig. 4. The distribution of raw residuals
Źródło: Opracowanie własne
Source: Own study

wartości od modelu porównawczego i są bliżej osi X , która jest odwzorowaniem wartości obserwowanych. Nowy model jest bardziej płaski, ale co jest istotne swoim wyglądem i przebiegiem przypomina wykres dla modelu z czasem. Pośrednio jest to dowód na jego poprawność. Na rysunku 1 dwie linie poziome – przerywana i ciągła podkreślają lepsze dopasowanie zaproponowanego modelu.

Statystycy zalecają badanie normalności rozkładu reszt jako badanie kluczowe mające na celu wykluczenie czynnika systematycznego. Rysunek 3 i 4 są graficzną ilustracją badania rozkładu normalności reszt. Potwierdzają zasadność stosowania modelu do obliczeń i nie potwierdzają tezy o istnieniu czynnika systematycznego.

PODSUMOWANIE

Analiza statystyczna, przeprowadzona w kilku etapach, potwierdziła wcześniejsze założenia i na jej podstawie można w analizie rynku nieruchomości i szacowaniu wartości rynkowej posługiwać się modelami statystycznymi zbudowanymi w oparciu o atrybuty globalne. Dotychczas stosowany w praktyce przez rzeczoznawców model posiada jedną zasadniczą wadę – zmienną niezależną jest czas, który *de facto* pełni rolę skali. Zmienna niezależna przyjmuje wartości losowe, z kolei czas – zawsze ściśle określone i jest całkowicie przewidywalny, w literaturze nosi on miano „zmiennej skokowej”.

WNIOSKI

1. Analiza czynnikowa i regresja wieloraka są optymalnym aparatem badawczym selekcji i doboru parametrów globalnych służących do analizy rynku nieruchomości.

2. Optymalny model statystyczny do analizy rynku nieruchomości podobnych, to taki model, który zawiera atrybuty społeczno-gospodarcze mające decydujący wpływ na ceny nieruchomości na danym rynku.

3. Do fundamentalnych przyczyn wpływających na konieczność uwzględnienia większej liczby zmiennych w analizie rynku nieruchomości należy zaliczyć: wzrost swobody przepływu kapitału, wzrost popytu inwestycyjnego i zwiększenie związku między rynkiem lokalnym i globalnym.

4. Potwierdzeniem słuszności zastosowania modelu zbudowanego na bazie atrybutów globalnych jest: uzyskanie mniejszych wartości reszt i porównywalnych statystyk podstawowych z modelem dotychczas stosowanym opartym na upływie czasu.

PIŚMIENNICTWO

- Begg D., Fisher S., Dornbush R. 2007. Makroekonomia. PWE, Warszawa, 19.
- Czaja J., Parzych P. 2007. Szacowanie rynkowej wartości nieruchomości w aspekcie Międzynarodowych Standardów wyceny. Stowarzyszenie Naukowe im. Stanisława Staszica, Kraków.
- Dąbrowski J., 2009 Zastosowanie metod i algorytmów statystycznych do wyznaczenia parametrów globalnych dla potrzeb badania rynku i wyceny nieruchomości, *Studia i Materiały TNN* 1(17), 31–47.
- Grabski W. 1928. Koniunktura, kryzys i rozwój gospodarczy. Wyd. Wyszyński i S-ka, Warszawa.
- Hübner A.F i in. 1994. Koniunktura gospodarcza. PWE. Warszawa.
- Jajuga K. 2006. Podstawy inwestowania na Gieldzie Papierów Wartościowych. GWP. Warszawa.
- Kamerschen, McKenzie, Nardinelli, 1991. *Ekonomia*. Fundacja Gospodarcza NSZZ „Solidarność”, Gdańsk, 421.
- Kucharska-Stasiak E. 2007. *Wartość rynkowa dla optymalnego sposobu wykorzystania*. *Studia i Materiały TNN* 1–2(15), 23–36.
- Owsiak S. 2001. *Finanse publiczne teoria i praktyka*. Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Żróbek R., Żróbek S. 1996. Metoda cenowo-porównawcza w szacowaniu nieruchomości. *Wycena* 3(96).

GLOBAL ATTRIBUTES UTILIZATION IN PREDICTING
AND FORECASTING A REAL PROPERTY MARKET VALUE

Abstract. The paper illustrates both market research as well as market value appraisal methodology. The methodology uses certain statistic models based on some global parameters. The findings presented in this study clearly reaffirm the initially stated thesis that selected socio-economic indicators and macro-economic parameters account as very accurate estimators which could be used in property market value assessment forecast. In the study we see deep implementation of both factor analysis and multiple regression. Crafted this way approach lead us to emerge and verify certain global parameters out of all socio-economic indicators that were researched by the author.

Key words: factor analysis, global attributes, multiple regression

Zaakceptowano do druku – Accepted for print: 10.06.2010