Bogusław Guzik, Marzena Mokszan

EKONOMETRYCZNE SZACOWANIE ATRAKCYJNOŚCI LOKALIZACJI MIESZKAŃ NA PRZYKŁADZIE MIESZKAŃ DWUPOKOJOWYCH W POZNANIU

Uwagi wstępne

Specjaliści rynku nieruchomości wśród pierwszoplanowych czynników określających ceny nieruchomości wymieniają lokalizację[1]. To, że pewne lokalizacje są bardziej cenione, a inne mniej, jest rzeczą oczywistą. Przykładowo, w Poznaniu bardziej cenione są domy na Sołaczu niż na Wildzie, a mieszkania w nowo wybudowanych blokach, na przykład na osiedlu Polanka, są wyżej cenione niż mieszkania w starych blokach na Winogradach czy na dolnym tarasie Rataj.

Tradycyjne sposoby szacowania atrakcyjności lokalizacji polegają na obliczeniu średnich cen mieszkań lub średniej ceny z metra kwadratowego. Mogą to być:

– średnie globalne, czyli średnie w całym zbiorze danych dla poszczególnych lokalizacji (np. średnie ceny za m^2 w poszczególnych lokalizacjach[2]);

– średnie cząstkowe, czyli średnie dla podzbiorów danych uszeregowanych według jednego lub kilku kryteriów (np. średnia ceny za m^2 w budynkach wolno stojących w poszczególnych lokalizacjach).

Sposoby tradycyjne budzą jednak wątpliwości i raczej nie powinny być stosowane:

1. Średnie globalne określają zróżnicowanie cen w porównywanych lokalizacjach, ale ignorują zróżnicowanie wynikające z innych poza lokalizacją elementów oferty mieszkaniowej (np. typu budynku, piętra), czyli liczone są tak, jakby cała zmienność cen wynikała tylko ze zmienności lokalizacji.

---

[1] Znajduje to wyraz w znanym porzekadle agentów nieruchomości, że „na cenę nieruchomości największy wpływ ma lokalizacja, a potem lokalizacja i jeszcze raz lokalizacja".

[2] Np. w czasopiśmie „Wycena Nieruchomości" 2005, nr 51, zamieszczono takie średnie dla Gdańska i Szczecina w podziale na ich rejony.

Jest to oczywisty błąd metodologiczny, bowiem zróżnicowanie cen mieszkań praktycznie zawsze jest pochodną zróżnicowania wielu czynników (lokalizacji, typu budynku, stanu technicznego itp.), wśród których tylko jednym z wielu jest lokalizacja.

2. Podobnie, choć nie tak ostro, ma się też sprawa ze średnimi cząstkowymi. Wprawdzie respektowane jest zróżnicowanie cen według tych elementów oferty, które uznano za kryteria, jednak nie uwzględnia się zróżnicowania według pozostałych elementów oferty.

W artykule zaproponowano inny, bardziej poprawny, sposób szacowania atrakcyjności lokalizacji, oparty na budowie wielowymiarowych modeli ekonometrycznych. Propozycję tę zilustrowano szacowaniem atrakcyjności lokalizacji mieszkań dwupokojowych w Poznaniu.

Ekonometryczne szacowanie atrakcyjności lokalizacji – ogólne podejście

Badanie atrakcyjności lokalizacji, czyli określanie swego rodzaju renty lokalizacyjnej, musi być rozumiane jako określanie cząstkowego wpływu lokalizacji przy założeniu, że na ceny mieszkań równocześnie oddziaływać może wiele czynników, a wśród nich czynniki lokalizacyjne.

Możliwość takich analiz dają modele ekonometryczne wielu zmiennych.

Oznaczmy przez C cenę danego mieszkania, a przez $X_1, X_2, ..., X_K$ – czynniki określające cenę, powiedzmy: X_1 – lokalizacja, X_2 – powierzchnia, X_3 – typ budynku, X_4 – stan techniczny itd. Zakładamy, że cena danego mieszkania jest funkcją wartości tych czynników:

$$C = f(X_1, X_2, X_3, ..., X_K), \tag{1}$$

czyli zakładamy, że zmienność cen bierze się z równoczesnej zmienności wszystkich czynników (nie tylko jednego). Równanie (1) to pewien hipotetyczny model kształtowania się cen.

Równanie (1) może być liniowe:

$$C = b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + ... + b_KX_K . \tag{2}$$

W szczególności, gdyby przyjąć numerację zmiennych niezależnych jak przed wzorem (1), to parametr b_1 modelu liniowego określałby wielkość zmiany cen mieszkań na skutek zmiany lokalizacji X_1, b_2 – określałby zmianę cen na

wskutek zmiany powierzchni X_2, b_3 – zmianę cen mieszkań na skutek zmiany typu budynku X_3 itd.

Oszacowanie efektu pojedynczego czynnika, na przykład czynnika lokalizacyjnego, powinno być więc dokonane poprzez oszacowanie odpowiedniego wielowymiarowego modelu ekonometrycznego, charakteryzującego zależność cen mieszkań od zbioru czynników określających ceny, w tym również – czynnika lokalizacyjnego. Parametr (parametry) modelu występujący przy zmiennych związanych z lokalizacją określają oszacowane renty lokalizacyjne. Ta droga jest metodologicznie i poznawczo o wiele bardziej poprawna od tradycyjnego szacowania atrakcyjności lokalizacji za pomocą średnich.

Liniowy model cen ofertowych mieszkań dwupokojowych w Poznaniu 2001–2003

Sformułowano hipotezę, że cena ofertowa[3] mieszkania, *C*, zależy od:

- powierzchni mieszkania *POW*,
- piętra *PIE*,
- lokalizacji *LOK*,
- stanu technicznego budynku *S.TECH*,
- typu budynku *TYP*,
- wyposażenia dodatkowego *W.DOD*,
- autonomicznych zmian w czasie *AUT*.

Lokalizacja:

Ustalono 19 lokalizacji:

(1) Wilda,	(2) Strzeszyn Grecki,	(3) Raszyn,
(4) Centrum,	(5) Dębiec,	(6) Winogrady,
(7) Rataje Górne,	(8) Rataje Dolne,	(9) Naramowice,
(10) Bonin,	(11) Jeżyce,	(12) os. Kopernika,
(13) Grunwald (bez os. Kopernika),		(14) Łazarz,
(15) Malta,	(16) Piątkowo,	(17) Sołacz
(18) os. Warszawskie,	(19) inne.	

[3] To samo, co powiemy niżej – w zasadzie – dotyczy też cen transakcyjnych. Zmienność cen ofertowych oraz czynników nań oddziałujących przypuszczalnie jest jednak większa z uwagi na niekiedy „osobisty" stosunek właścicieli mieszkań do swojej własności.

Cena:

Jest to cena ofertowa (w zł) przedstawiana przez właściciela mieszkania (i akceptowana przez pośrednika) dotycząca mieszkań, które zostały sprzedane[4].

Powierzchnia:

w m^2 powierzchni użytkowej.

Piętro:

kondygnacja, na której znajduje się mieszkanie (parter – 0, I piętro – 1, II piętro – 2 itd.).

Stan techniczny mieszkania:

standard, do remontu, po remoncie, komfort, nowe (kategoria komfort może występować z innymi).

Typ budynku:

niski, wysoki, kamienica.

Wyposażenie dodatkowe:

wzięto pod uwagę te elementy oferty, które przewijają się najczęściej: balkon, meble.

Autonomiczny trend:

Trend ten jest funkcją zmiennej czasowej numerującej miesiące, w którym zarejestrowano oferty, poczynając od września 2001, czyli: 1 – wrzesień 2001, 2 – październik 2001, ..., 30 – luty 2003.

Przyjęto, że cena jest sumą cząstkowych efektów cenowych poszczególnych czynników:

$$C = C_{POW} + C_{PIE} + C_{AUT} + C_{LOK} + C_{S.TECH} + C_{TYP} + C_{W.DOD} . \qquad (3)$$

Symbol C_X oznacza tę część ceny C, którą określa czynnik X. Wartość C_X przy danym wariancie czynnika X jest oszacowaniem poziomu tego składnika ceny, który wynika z wpływu danego wariantu czynnika X. Np. wartość czynnika lokalizacyjnego przy wariancie *Centrum* określa rentę lokalizacyjna mieszkań zlokalizowanych w Centrum.

[4] Ceny ofertowe w znakomitej większości nie odbiegają wyraźnie od cen transakcyjnych.

POWIERZCHNIA

Przyjęto, że cena mieszkania rośnie liniowo względem powierzchni:

$$C_{POW} = a\,POW, \tag{4}$$

gdzie *POW* – powierzchnia w m^2, natomiast a – zmiana ceny mieszkania z powodu zwiększenia się powierzchni o 1 m^2. Parametr ten, co zrozumiałe, powinien być dodatni.

PIĘTRO

Tu też przyjęto, że cena zmienia się liniowo względem numeru kondygnacji:

$$C_{PIE} = b\,PIE. \tag{5}$$

PIE oznacza numer kondygnacji (parter = 0, I piętro = 1, itd.). Parametr b określa oczekiwaną zmianę ceny mieszkania w miarę wzrostu numeru kondygnacji. Przypuszczać należy, że powinien on być ujemny, gdyż mieszkania na wyższych kondygnacjach są mniej cenione.

AUTONOMICZNY TREND ZMIAN CEN MIESZKAŃ

Autonomiczny trend cen mieszkań jest pewną funkcją czasu $f(t)$. W przeprowadzonym badaniu zmienna czasowa t numeruje kolejne miesiące, począwszy od września 2001 i określa moment złożenia oferty.

Autonomiczny trend cen opisuje „samoistne" zmiany cen, niewynikające ze zmian pozostałych czynników występujących w modelu. W szczególności chodzi tu na przykład o wpływ ogólnej sytuacji gospodarczej kraju, o różne zachowania panikarskie (np. wykup mieszkań), a także o pewien generalny klimat na rynku mieszkań itp. Uwzględniamy ten trend, gdyż spodziewać się można, że ceny mieszkań niejako autonomicznie zmieniały się w miarę upływu czasu (to samo mieszkanie na początku 2001 r. miało inną wartość niż pod koniec 2003 r.). Różnica trendu między dwoma momentami $f(t_2) - f(t_1)$ jest oszacowaniem autonomicznej zmiany cen mieszkań pomiędzy tymi momentami.

Jeśli trend jest liniowy, tzn. jeśli:

$$C_{AUT} = c\,t, \tag{6}$$

to parametr c określa średnią zmianę ceny mieszkań co jednostkę czasu (w naszym przypadku co miesiąc). Dodatni parametr c oznacza w tym wypadku, że występował autonomiczny proces wzrostu cen mieszkań, a ujemny – że występował autonomiczny spadek. Budując modele cen mieszkań, rozpatrzono również trend kwadratowy, logarytmiczny, hiperboliczny.

Kolejne czynniki – lokalizacja *LOK*, stan techniczny budynku *S.TECH*, typ budynku *TYP*, wyposażenie dodatkowe *W.DOD* to zmienne jakościowe. Scharakteryzowano je grupami odpowiednich zmiennych *zero-jedynkowych*, przy czym dana zmienna dotyczy danego wariantu cechy jakościowej.

LOKALIZACJA (19 wariantów)

Przez L_i oznaczmy zmienną zero-jedynkową dotyczącą lokalizacji (i). Zmienna ta ma wartość 1 dla mieszkania o lokalizacji (i) oraz wartość 0 dla mieszkań w pozostałych lokalizacjach (zob. kolumny *Lokalizacja* w tabeli 2 zamieszczonej w paragrafie następnym).

Przyjęto następujący submodel czynnika lokalizacyjnego:

$$C_{LOK} = e_1 L_1 + e_2 L_2 + ... + e_{19} L_{19} . \tag{7}$$

Parametr e_i określa, jaką kwotę w cenie mieszkania stanowi renta lokalizacyjna (premia sprzedawcy „za lokalizację"), tzn. określa, ile złotych z całkowitej ceny mieszkania można przypisać temu, iż mieszkanie zlokalizowano w rejonie (i). A priori oczywiście trudno przesądzić, dla których lokalizacji „premia za lokalizację" będzie większa, a dla których mniejsza. To będzie jasne dopiero po oszacowaniu modelu.

STAN TECHNICZNY (5 wariantów)

Reprezentując warianty *Stanu technicznego* odpowiednimi zmiennymi zero-jedynkowymi, otrzymujmy submodel:

$$C_{S.TECH} = g_1 S_1 + ... + g_5 S_5 . \tag{8}$$

Symbol S_j oznacza zmienną zero-jedynkową dotyczącą j-ego stanu technicznego mieszkania (por.: kolumny *Stan techniczny* w tabeli 2). Ma ona wartość jeden, gdy mieszkanie charakteryzuje się stanem technicznym (j) oraz ma wartość zero, gdy jego stan techniczny jest inny.

Parametr g_j jest oszacowaniem tej kwoty pieniędzy, którą w cenie mieszkania stanowi renta za jego standard techniczny. Spodziewać się należy, że im wyższy standard techniczny, tym premia jest większa.

TYP DOMU (3 warianty)

$$C_{TYP} = h_1 T_1 + h_2 T_2 + h_3 T_3 . \tag{9}$$

W równaniu tym T_k to zmienna zero-jedynkowa dotycząca k-tego typu domu (por.: kolumny *Typ domu* w tabeli 2). Gdy mieszkanie znajduje się w domu

o typie (k), zmienna ta ma wartość jeden, jeśli w innym – ma ona wartość zero. Parametr h_k określa kwotę, jaką w cenie mieszkania stanowi renta za typ budynku. Można oczekiwać, że renta za budynek niski jest wyższa niż za budynek wysoki.

WYPOSAŻENIE DODATKOWE (2 warianty)

$$C_{W.DOD} = m_1 W_1 + m_2 W_2 , \tag{10}$$

Zmienna W_1 określa, czy w mieszkaniu jest balkon, a W_2 – czy są meble (por.: dwie ostatnie kolumny tabeli 2). Parametr m_1 jest oszacowaniem wzrostu ceny, gdy w mieszkaniu jest balkon, a parametr m_2 jest oszacowaniem wzrostu ceny mieszkania wskutek jego umeblowania.

Przedstawiany model ma trzy zmienne ilościowe (powierzchnia, piętro, zmienna czasowa) i aż 29 zmiennych zero-jedynkowych dotyczących poszczególnych wariantów cech jakościowych (lokalizacji, stanu technicznego, typu budynku i wyposażenia dodatkowego). Żeby oszacować taki model, trzeba – oczywiście – posiadać dużo danych empirycznych.

Sformułowany model jest liniowy względem wszystkich czynników. O ile dodatkowo trend autonomiczny jest liniowy, cały model też jest liniowy:

$$C = a\,POW + b\,PIE + ct + \sum_{i=1}^{19} e_i L_i + \sum_{i=1}^{5} g_i S_i + \sum_{i=1}^{3} h_i T_i + \sum_{i=1}^{2} m_i W_i , \tag{11}$$

a gdyby autonomiczny trend był kwadratowy, model byłby liniowy względem parametrów:

$$C = a\,POW + b\,PIE + ct^2 + \sum_{i=1}^{19} e_i L_i + \sum_{i=1}^{5} g_i S_i + \sum_{i=1}^{3} h_i T_i + \sum_{i=1}^{2} m_i W_i \tag{12}$$

UWAGI:

1. W podanym modelu nie uwzględniono wyrazu wolnego, gdyż jego wprowadzenie oznaczałoby, iż w cenie mieszkania oprócz różnego rodzaju „premii" za powierzchnię, piętro, lokalizację, stan techniczny itd. występuje jeszcze jakaś stała renta, niezależna od poziomu czynników. Jej wartością byłby właśnie wyraz wolny. Choć nie należy wykluczać, że taka stała „premia" może wystąpić, tu jednak, wobec bardzo dużej liczby czynników, sensowniejsze jest założenie, iż takiej renty nie ma[5] lub jest ona nieistotna w stosunku do cen mieszkań. Dlatego też w modelu brak jest wyrazu wolnego.

[5] Gdyby porównywano różne miasta i szacowano osobne modele dla poszczególnych miast, właśnie wyrazy wolne tych modeli mogłyby być traktowane jako premie „za miejscowość".

2. Oczekiwania co do poprawnych wartości parametrów modelu scharakteryzowano przy okazji referowania poszczególnych podmodeli.

1° Parametr $a > 0$, parametr $b < 0$, natomiast c może być różne.

2° Parametry lokalizacyjne e_i ogólnie mogą mieć różne wartości (nawet mogą być ujemne, gdy pewne lokalizacje są oceniane negatywnie). Nie jest to niepoprawne, gdyż dla określenia atrakcyjności lokalizacji ważna jest relacja między poszczególnymi parametrami lokalizacyjnymi, a nie ich znak.

Niemniej wygodnie jest, gdy parametry lokalizacyjne są „unormowane" w tym sensie, że parametr dla rejonu o najgorszej lokalizacji jest zerowy (a parametry dla pozostałych, lepszych rejonów, są dodatnie). Można wówczas parametry lokalizacyjne e_i traktować jako oszacowania renty lokalizacyjnej. Tak też będziemy zakładać.

3° Podobnie ma się sprawa w odniesieniu do parametrów dotyczących stanu technicznego oraz typu budynku.

4° Parametry dotyczące wyposażenia dodatkowego z natury rzeczy muszą być nieujemne. Jest on zerowy, gdy dany element wyposażenia dodatkowego nie jest cenotwórczy.

3. Szacowanie modeli z postulatami dotyczącymi znaku (lub przedziału wartości) parametrów ogólnie wymaga zastosowania metod estymacji z warunkami pobocznymi. W najprostszych przypadkach mogą to być np. różne warianty metody najmniejszych kwadratów z warunkami pobocznymi[6]. W ogólniejszych przypadkach można korzystać z metod optymalizacji warunkowej[7], co może być zrealizowane np. pod Solverem Excela. Opracowując artykuł, zastosowano ten właśnie sposób.

Materiał statystyczny do estymacji modelu

Dane liczbowe wykorzystane przy szacowaniu atrakcyjności lokalizacji dotyczyły 413 ofert mieszkań dwupokojowych z rynku pierwotnego i rynku wtórnego, które zostały zrealizowane przez Biuro Obrotu Nieruchomościami „Handom" w Poznaniu od września 2001 do lutego 2003 r.[8]

---

[6] O uwzględnianiu podstawowych warunków pobocznych pisze np. A.S. Goldberger w *Teorii ekonometrii*, PWE Warszawa 1972, rozdz. 5.6.

[7] Kryterium jest wskaźnik dopasowania, a warunkami ograniczającymi – warunki poboczne. Szacowane parametry to zmienne decyzyjne.

[8] Informacje liczbowe pochodzą z prac magisterskiej M. Mokszan, *Analiza i prognoza cen nieruchomości na przykładzie rynku mieszkań dwupokojowych w Poznaniu w latach 2001–2004*, Poznań 2004.

Tabela 1. Przykładowe oferty mieszkań dwupokojowych

Nr	Lokalizacja	Cena	Powierzchnia	Piętro	Data	Stan mieszkania	Typ budynku	Wyposażenie dodatkowe
1	Bonin – ul.Turkusowa	66 000	38	9	1	standard	wysoki	
2	Wilda – ul. Chłapowskiego	59 000	31	2	2	standard	niski	
3	Wilda – ul. Traugutta	60 000	33	5	20	do remontu	niski	
4	Grunwald – ul.Grochowska	62 000	30	3	2	po remoncie	niski	
5	Rataje – os. Piastowskie	62 000	38	4	5	do remontu	wysoki	
6	Raszyn – ul. Raszyńska	67 000	34	2	2	standard	niski	
7	Wilda – ul. Hetmańska/Rolna	67 000	36	5	3	standard	niski	
8	Rataje – os. Piastowskie	70 000	38	9	2	standard	wysoki	
9	Grunwald – ul. Arciszewskiego	70 000	38	1	7	standard	wysoki	
10	Łazarz – ul. K. Potockiej	70 000	35	0	13	standard	kamienica	
....								
402	Centrum – ul. Skryta	150 000	71	3	14	standard	kamienica	balkon
403	Jeżyce – ul. Kościelna	150 000	55	3	17	nowe	niski	balkon
404	Malta – ul. Pobiedziska	150 000	44	1	22	nowe	niski	balkon, meble
405	Naramowice – ul. Jasna Rola	154 000	59	2	14	nowe	niski	balkon
406	Piątkowo – Różany Potok	155 000	53	3	7	nowe	niski	balkon
407	Piątkowo – os. Batorego	155 000	53	0	9	nowe	niski	balkon
408	Malta – ul. Polanka	155 000	44	1	26	nowe	niski	balkon
409	Rataje – Stare Żegrze	160 000	53	3	14	nowe	niski	balkon
410	Malta – ul. Milczańska	170 000	55	3	30	nowe	niski	balkon, meble
411	Naramowice – ul. Błażeja	175 000	50	2	26	nowe	niski	balkon
412	Centrum – ul. Mostowa	187 000	51	6	26	nowe	niski	balkon, meble
413	Smochowice	196 000	80	0	14	nowe	niski	balkon, meble

Źródło: Materiał statystyczny z pracy magisterskiej M. Mokszan.

Tabela 2. Fragment materiału statystycznego dla szacowania modelu cen mieszkań dwupokojowych

Nr	Lokalizacja	Cena	Powierzchnia	Piętro	Data	Lokalizacja								
						1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	Bonin – ul. Turkusowa	66 000	38	9	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	Wilda – ul. Chłapowskiego	59 000	31	2	2	1	0	0	0	0	0	0	0	0
3	Wilda – ul. Traugutta	60 000	33	5	20	1	0	0	0	0	0	0	0	0
4	Grunwald – ul. Grochowska	62 000	30	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	Rataje – os. Piastowskie	62 000	38	4	5	0	0	0	0	0	0	0	1	0
6	Raszyn – ul. Raszyńska	67 000	34	2	2	0	0	1	0	0	0	0	0	0
7	Wilda – ul. Hetmańska/Rolna	67 000	36	5	3	1	0	0	0	0	0	0	0	0
8	Rataje – os. Piastowskie	70 000	38	9	2	0	0	0	0	0	0	0	1	0
9	Grunwald – ul. Arciszewskiego	70 000	38	1	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	Łazarz – ul. K. Potockiej	70 000	35	0	13	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	Raszyn – ul. Raszyńska	72 000	37	1	2	0	0	1	0	0	0	0	0	0
12	Rataje – os. Powstań Narodow.	72 000	38	6	3	0	0	0	0	0	0	0	1	0
13	Bonin – ul. Turkusowa	72 000	36	10	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0
14	Winogrady – os. Kosmonautów	72 000	38	7	10	0	0	0	0	0	1	0	0	0
	...													
401	Centrum – ul. Skryta	150 000	71	3	14	0	0	0	1	0	0	0	0	0
402	Jeżyce – ul. Kościelna	150 000	55	3	17	0	0	0	0	0	0	0	0	0
403	Malta – ul. Pobiedziska	150 000	44	1	22	0	0	0	0	0	0	0	0	0
404	Naramowice – ul. Naramowicka	151 000	58	0	23	0	0	0	0	0	0	0	0	1
405	Naramowice – ul. Jasna Rola	154 000	59	2	14	0	0	0	0	0	0	0	0	1
406	Piątkowo – os. Różany Potok	155 000	53	3	7	0	0	0	0	0	0	0	0	0
407	Piątkowo – os. Batorego	155 000	53	0	9	0	0	0	0	0	0	0	0	0
408	Malta – ul. Polanka	155 000	44	1	26	0	0	0	0	0	0	0	0	0
409	Rataje – os. Stare Żegrze	160 000	53	3	14	0	0	0	0	0	0	1	0	0
410	Malta – ul. Milczańska	170 000	55	3	30	0	0	0	0	0	0	0	0	0
411	Naramowice – ul. Błażeja	175 000	50	2	26	0	0	0	0	0	0	0	0	1
412	Centrum – ul. Mostowa	187 000	51	6	26	0	0	0	1	0	0	0	0	0
413	Smochowice	196 000	80	0	14	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych z pracy [2].

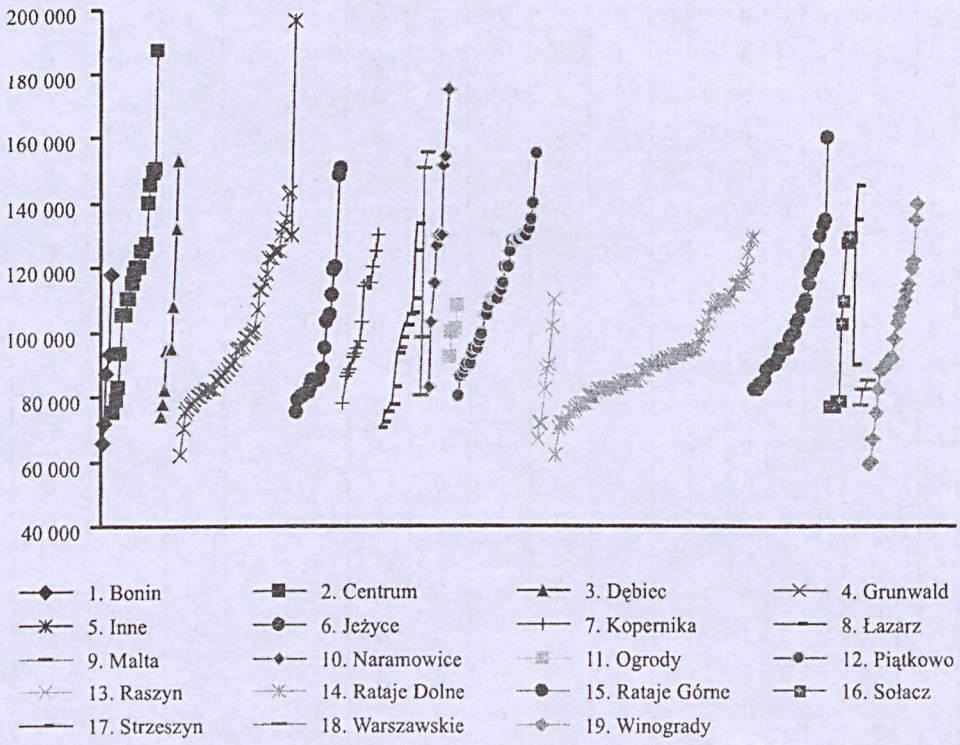
Lokalizacja: (1) Wilda, (2) Strzeszyn Grecki, (3) Raszyn, (4) Centrum, (5) Dębiec, (6) Winogrady, (7) Rataje Górne, (8) Rataje Dolne, (9) Naramowice, (10) Bonin, (11) Jeżyce, (12) os. Kopernika, (13) Grunwald (bez os. Kopernika), (14) Łazarz, (15) Malta, (16) Piątkowo, (17) Sołacz, (18) os. Warszawskie, (19) inne.

Stan techniczny: SD – standard, DR – do remontu, PR – po remoncie, KO – komfort, NO – nowe.

Typ budynku: NI – niski, WY – wysoki, KA – kamienica.

Lokalizacja										Stan techniczny					Typ domu			Balkon	Meble
10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	SD	DR	PR	KO	NO	NI	WY	KA		
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0
0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	1	0
0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0
1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0
0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0
0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0
0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0
0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1
0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	1	0
0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	1	1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	1	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	1	1
0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	1	0	0	1	1

Uporządkowane względem ceny oferty mieszkań dla poszczególnych lokalizacji przedstawiono na rysunku 1.



Rysunek 1

Źródło: Obliczenia własne

Punkty empiryczne tworzą na nim swego rodzaju pasma (co wynika z uporządkowania według cen). „Pasmo" dotyczy danej lokalizacji, punkty w obrębie pasma dotyczą poszczególnych ofert.

Jako pewną ciekawostkę odnotować należy, że „pasma cenowe" dla wszystkich lokalizacji, dla których liczba ofert jest duża, mają podobne nachylenie i zakresy cen, co oznacza, że w poszczególnych lokalizacjach występował podobny mechanizm kształtowania się cen mieszkań. Nie dotyczy to tylko Rataj Dolnych (6. pasmo od końca), gdzie mieszkania charakteryzują się o wiele mniejszym zakresem zmian cen i mniejszą intensywnością wzrostu.

W tabeli 2 przedstawiono fragment tabeli wyników obserwacji, łącznie ze zmiennymi zero-jedynkowymi opisującymi wielkości jakościowe.

Oszacowanie modelu cen ofertowych mieszkań dwupokojowych

Parametry modelu oszacowano za pomocą Solvera Excela, stosując kryterium klasycznej mnk przy omówionych wcześniej warunkach ograniczających dotyczących znaków parametrów. Ta metoda estymacji dostarczyła od razu ocen parametrów pozwalających interpretować je jako odpowiednie renty (parametr dla najgorszego wariantu cechy był zerowy, a dla lepszego wariantu był dodatni).

Próbowano różne wersje autonomicznego trendu cen – liniową, kwadratową, hiperboliczną, wykładniczą, logarytmiczną. Najlepsze wyniki uzyskano dla przypadku, gdy trend był kwadratowy, czyli dla modelu (12).

Oszacowania parametrów tego modelu przedstawiono w formie tabelarycznej w tabeli 3.

Tabela 3. Oszacowanie parametrów modelu cen mieszkań dwupokojowych

Zmienne ilościowe	Powierzchnia	Piętro	t^2
parametr	1514	-179	29

2. Lokalizacja mieszkania	Wilda	Strzeszyn	Raszyn	Centrum	Dębiec	Winogrady
parametr	2 396	0	9 946	20 882	10 845	15 317

2. (c.d) Lokalizacja mieszkania	Rataje Górne	Rataje Dolne	Naramowice	Bonin	Jeżyce	Kopernika	Grunwald
parametr	16 023	11 915	10 767	14 447	10 343	17 820	11 615

2.(c.d) Lokalizacja mieszkania	Łazarz	Malta	Piątkowo	Sołacz	Warszawskie	Inne
parametr	9 625	17 404	17 389	19 454	10 714	8 669

3. Stan techniczny mieszkania	standard	do remontu	po remoncie	komfort	nowe
parametr	2 704	0	8 129	12 441	37 184

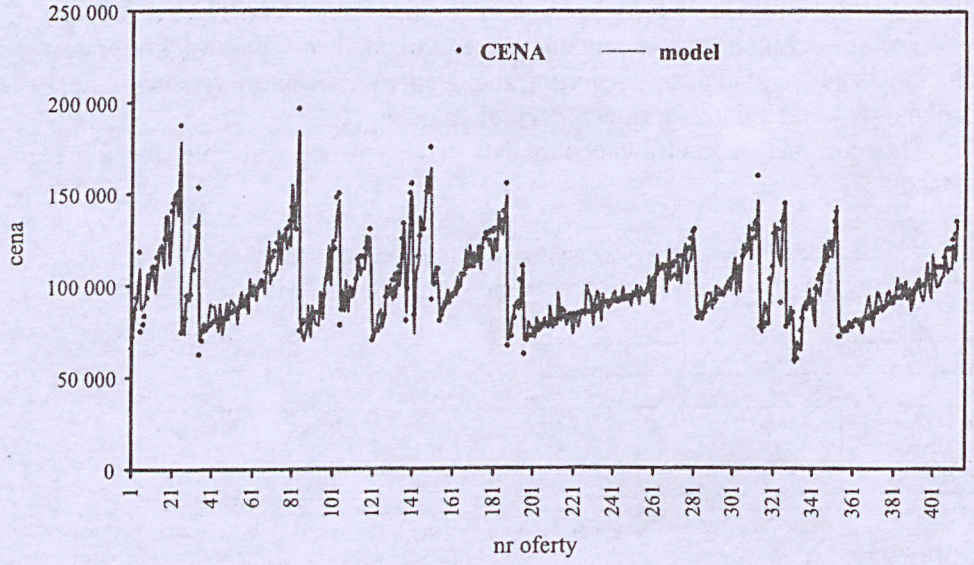
4. Typ budynku	niski	wysoki	kamienica
parametr	6 031	0	0

5. Wyposażenie dodatkowe	balkon	meble
parametr	1 639	3 857

Źródło: Obliczenia własne.

Współczynnik determinacji R^2 dla podanego modelu wynosi 0,901. Dopasowanie modelu, jak na tego typu zjawiska nieregularne i z tą liczbę obserwacji (ponad 400), jest więc stosunkowo dobre, bowiem poprzez oszacowany model ekonometryczny udało się wyjaśnić 90% zaobserwowanej w latach 2001–2003 zmienności cen mieszkań.

To dobre dopasowanie modelu widać też na rysunku 2.



Rysunek 2

Źródło: Obliczenia własne

W formie algebraicznej oszacowany model można zapisać jako:

$$\hat{C} = 1514{,}0\,POW - 179{,}0\,PIE + 29{,}0\,t^2 + \hat{C}_{LOK} + \hat{C}_{S.TECH} + \hat{C}_{TYP} + \hat{C}_{W.DOD},$$

gdzie oszacowane submodele $\hat{C}_X$ mają wartości, będące odpowiednimi liczbami ze stosownej części tabeli 3:

$\hat{C}_{LOK}$ – odpowiednia liczba z części nr 2,

$\hat{C}_{TECH}$ – z części nr 3,

$\hat{C}_{TYP}$ – z części nr 4,

$\hat{C}_{W.DOD}$ – z części nr 5.

Oszacowanie renty lokalizacyjnej

Potwierdziła się hipoteza o wpływie lokalizacji na ceny mieszkań. Renta lokalizacyjna jest bowiem bardzo zróżnicowana. Ekonometryczne oszacowania renty lokalizacyjnej dla poszczególnych rejonów Poznania przedstawiono w tabeli 4 oraz na rysunku 3.

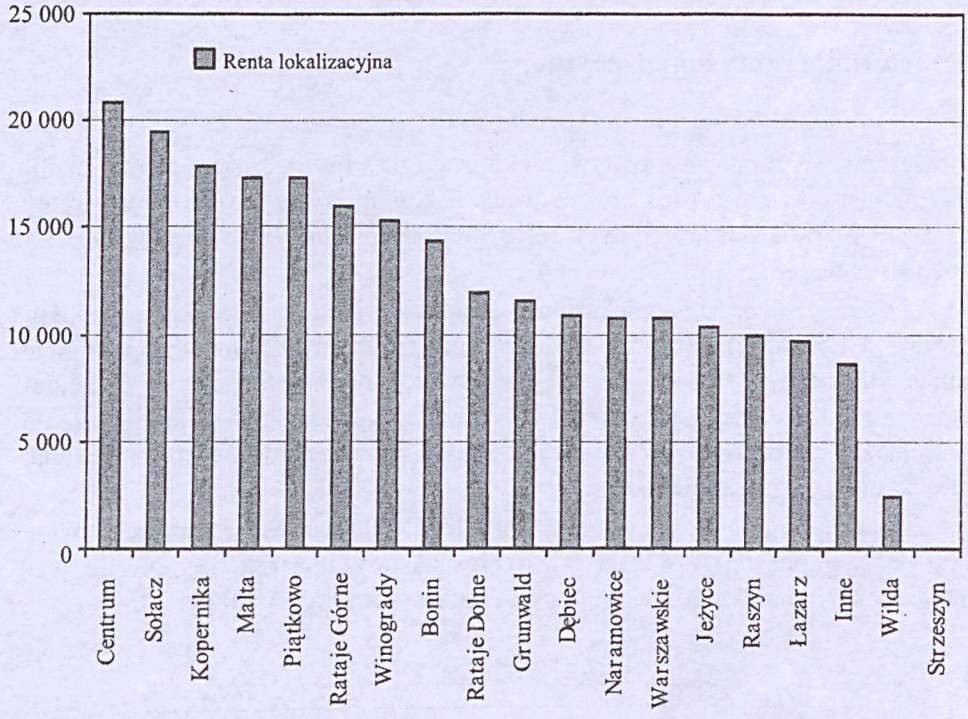
1. Oszacowano, że największą rentą lokalizacyjną (dla mieszkań dwupokojowych w Poznaniu) odznacza się Centrum. Tu za mieszkanie dwupokojowe zapłacić trzeba było średnio o ok. 21 tys. zł więcej niż na Strzeszynie. Wiceliderem, z rentą lokalizacyjną o około 1,5 tys. mniejszą, jest Sołacz. Za mieszkanie na Sołaczu trzeba było zapłacić ok. 19,5 tys. zł więcej niż za porównywalne mieszkanie na Strzeszynie.

2. Następne rejony, dla których renta lokalizacyjna jest jeszcze relatywnie wysoka, w granicach 18–15 tys. zł, to stosunkowe „niestare" rejony mieszkaniowe – os. Kopernika, Malta, Piątkowo, Rataje Górne, Winogrady.

Tabela 4. Renta lokalizacyjna

Miejsce	Lokalizacja	Renta lokalizacyjna
1	**Centrum**	**20 882**
2	Sołacz	19 454
3	Kopernika	17 820
4	Malta	17 404
5	Piątkowo	17 389
6	Rataje Górne	16 023
7	Winogrady	15 317
8	Bonin	14 447
9	Rataje Dolne	11 915
10	Grunwald	11 615
11	Dębiec	10 845
12	Naramowice	10 767
13	Warszawskie	10 714
14	Jeżyce	10 343
15	Raszyn	9 946
16	Łazarz	9 625
17	Inne	8 669
18	Wilda	2 396
19	Strzeszyn	0

Źródło: Obliczenia własne.



Rysunek 3.

Źródło: Obliczenia własne

3. Zdecydowanie najgorzej oceniana jest lokalizacja mieszkań na Wildzie (renta lokalizacyjna tylko nieco ponad 2 tys. zł) oraz, o czym już mówiono, na Strzeszynie Greckim. Umiarkowanie – renta lokalizacyjna rzędu 10 tys. zł – oceniane są „stare" rejony mieszkalnictwa – Rataje Dolne, Dębiec, Warszawskie, Grunwald itp.

Interesujące może być oszacowanie udziału czynnika lokalizacyjnego w cenie mieszkania. Syntetycznie tę wielkość można obliczyć jako iloraz renty lokalizacyjnej dla danego rejonu do średniej ceny mieszkań w tym rejonie[9]. W tabeli 5, dla naszego przykładu, podano udział oszacowanej renty lokalizacyjnej w cenie mieszkania oraz w cenie „netto", którą jest cena bez renty lokalizacyjnej.

[9] Choć jest to przybliżenie bardzo „grube". Niebudzące wątpliwości oszacowanie wymagałoby przyrównania renty do cen mieszkań w warunkach ceteris paribus. Tymczasem ceny mieszkań mogą się różnić między rejonami również z powodu różnic w pozostałych czynnikach cenotwórczych (np. liczbie kondygnacji, średniej powierzchni itd.). Niemniej taka informacja, porównująca średnią rentę do średniej ceny w danym rejonie, ma na pewno duże znacznie praktyczne.

Tabela 5. Udział renty lokalizacyjnej w cenie mieszkania

Miejsce	Lokalizacja	Średnia cena mieszkania	Renta lokalizacyjna	Udział renty w cenie mieszkania	Udział renty w cenie netto
1	**Sołacz**	99 000	19 454	19,7%	24,5%
2	Centrum	119 050	20 882	17,5%	21,3%
3	Kopernika	103 313	17 820	17,2%	20,8%
4	Bonin	87 200	14 447	16,6%	19,9%
5	Winogrady	94 233	15 317	16,3%	19,4%
6	Piątkowo	112 288	17 389	15,5%	18,3%
7	Rataje Górne	103 875	16 023	15,4%	18,2%
8	Malta	120 750	17 404	14,4%	16,8%
9	Warszawskie	81 500	10 714	13,1%	15,1%
10	Rataje Dolne	92 291	11 915	12,9%	14,8%
11	Grunwald	97 927	11 615	11,9%	13,5%
12	Raszyn	85 375	9 946	11,7%	13,2%
13	Dębiec	101 167	10 845	10,7%	12,0%
14	Jeżyce	97 438	10 343	10,6%	11,9%
15	Łazarz	94 000	9 625	10,2%	11,4%
16	Naramowice	129 733	10 767	8,3%	9,1%
17	Inne	163 000	8 669	5,3%	5,6%
18	Wilda	97 909	2 396	2,4%	2,5%
19	Strzeszyn	123 333	0	0,0%	0,0%

Źródło: Obliczenia własne.

Renta lokalizacyjna stanowi bardzo zróżnicowany odsetek średniej ceny mieszkania. Największy udział renty lokalizacyjnej ma miejsce na Sołaczu. W tym rejonie renta lokalizacyjna stanowi aż 20% ceny mieszkania, czyli nabywca mieszkania na Sołaczu musi mieć świadomość, że aż 20% płaconej przez niego ceny to premia „za lokalizację".

Wnioski dotyczące innych czynników

Wychodząc nieco poza problematykę artykułu, zinterpretujemy dodatkowo inne – niedotyczące lokalizacji – parametry modelu.

STAN TECHNICZNY

Jak można było się spodziewać – zwyżka ceny w stosunku do najgorzej ocenianego mieszkania do remontu jest nieistotna w wypadku mieszkań standardo-

wych (około 2,7 tys. zł). Również wykonanie remontu w stosunkowo niewielkim stopniu podnosi wartość mieszkania. Nabywcy są skorzy dołożyć za remont tylko około 8 tys. zł. Najwyżej, co zrozumiałe, wyceniane są mieszkania nowe. Nabywca musi się liczyć ze zwyżką cen z tego tytułu średnio o 37 tys. zł w stosunku do mieszkań przed remontem oraz o 35 tys. w stosunku do mieszkań standardowych.

TYP BUDYNKU

Renta dotycząca typu budynku jest mało zróżnicowana. Przeprowadzone rachunki sugerują, że z dwóch ekwiwalentnych mieszkań, to położone w budynku niskim jest o nieco 6 tys. zł droższe od położonego w budynku wysokim czy kamienicy.

WYPOSAŻENIE DODATKOWE

Oszacowano, że za balkon w mieszkaniu nabywca musi dopłacić średnio 1,6 tys. zł, a za meble – około 3,9 tys. zł.

POWIERZCHNIA

Wzrost powierzchni mieszkania dwupokojowego o metr kwadratowy skutkuje, ceteris paribus, wzrostem ceny mieszkania średnio o około 1,5 tys. zł. W powszechnej opinii jest to zasadniczy czynnik kształtujący ceny mieszkań, i tak też wynika z oszacowanego modelu. Przykładowo wzrost powierzchni mieszkania tylko o 10 m^2 (co kosztuje nabywcę 15 tys. zł), jest ekwiwalentny zamianie mieszkania starego komfort na mieszkanie zupełnie nowe (różnica ok. 15 tys. zł) lub zamianie mieszkania z Wildy na Sołacz (różnica renty lokalizacyjnej około 17 tys. zł).

PIĘTRO

Wraz z każdym piętrem wyżej, cena mieszkania spada, ale tylko o około 180 zł. Renta dotycząca piętra wydaje się być nieistotna (różnica cen między mieszkaniem położonym na pierwszym i na jedenastym piętrze szacowana jest tylko na ok. 1800 zł; w stosunku do wartości całego mieszkania jest to niewiele).

AUTONOMICZNY TREND CEN

Ceny mieszkań w badanym okresie charakteryzowały się zauważalnym autonomicznym rosnącym trendem kwadratowym. Jak bowiem stwierdzono podczas obliczeń, model z trendem kwadratowym cechował się dopasowaniem aż o około 10 punktów procentowych lepszym od dopasowania modelu bez trendu. Wprawdzie parametr trendu kwadratowego równy 29 (zł) wydaje się niewielki,

jednakże trzeba zauważyć, że stoi on nie przy pierwszej potędze zmiennej t, lecz przy jej kwadracie, co skutkuje wyraźnymi zmianami cen[10].

Zakończenie

1. Jak pokazują (nieprezentowane tu) wyniki dotyczące mieszań dwupokojowych sugestie na temat atrakcyjności lokalizacyjnej rejonów mieszkaniowych w Poznaniu sformułowane metodami ekonometrycznymi są zdecydowanie odmienne od sugestii wynikających z tradycyjnego sposobu szacowania atrakcyjności poprzez obliczanie średnich. Którym zatem ocenom atrakcyjności lokalizacyjnej bardziej wierzyć – ekonometrycznym czy tradycyjnym? Odpowiedź jest oczywista:

Podejście od strony modeli ekonometrycznych jest metodologicznie o wiele bardziej poprawne od tradycyjnych procedur szacowania atrakcyjności lokalizacji za pomocą średnich. Jeśli bowiem chcemy oszacować rentę lokalizacyjną, to trzeba wykluczyć wpływ innych czynników. Wtedy dopiero można ustalić „samoistny" (ceteris paribus) wpływ lokalizacji na cenę mieszkania.

2. Stosując proponowany, ekonometryczny sposób szacowania atrakcyjności lokalizacji na podstawie modelu cen mieszkań, zawierającego w charakterze zmiennych objaśniających m.in. zmienne dotyczące lokalizacji, pamiętać trzeba, że poprawność oszacowań parametrów modelu (w tym renty lokalizacyjnej) zależy – przede wszystkim – od poprawności i kompletności listy zmiennych objaśniających modelu.

Lista ta musi być merytorycznie odpowiednio szeroka, abyśmy mieli przekonanie, że zawiera wszystkie (lub prawie wszystkie) czynniki kształtujące ceny mieszkań. Dopiero wtedy można mówić, że parametry modelu stojące przy zmiennych „lokalizacyjnych" rzeczywiście są wiarogodnymi oszacowaniami wpływu lokalizacji. Jeśli tych czynników będzie mało, na przykład będą to tylko zmienne lokalizacyjne i rodzaj budynku, to ekonometryczne oszacowanie modelu przypisze całą zmienność cen tylko tym właśnie dwóm czynnikom. Stąd oszacowanie parametrów lokalizacyjnych może okazać się przesadne.

W każdym razie, szacując ten czy inny model cen mieszkań, z wąską czy szeroką listą zmiennych, winniśmy analizować wyniki tylko takiego modelu,

[10] Przykładowo, oszacowanie autonomicznego wzrostu cen mieszkań między przedostatnim ($t = 29$) a ostatnim ($t = 30$) miesiącem w badanym okresie wynosi 29 $(30^2 - 29^2) = 1700$, czyli – w ciągu miesiąca – ceny mieszkań autonomicznie wzrosły aż o 1700 zł.

który w naszym przekonaniu w bardzo wysokim stopniu opisuje kształtowanie się cen i który zawiera wszystkie zasadnicze czynniki określające ceny mieszkań.

3. W metodologii ekonometrii ważne miejsce zajmuje postulat istotności zmiennych objaśniających. Jak wiadomo, wprowadzanie do modelu dużej liczby zmiennych objaśniających (a to orzeka postulat sformułowany powyżej) powoduje na ogół małą istotność lub wręcz nieistotność wielu z tych zmiennych.

Oczywiście, byłoby dobrze, gdyby wszystkie zmienne objaśniające były istotne. Jeśli jednak pojawią się zmienne nieistotne, nie powinniśmy ich usuwać z proponowanej klasy modeli[11]. Głównym celem proponowanego podejścia jest bowiem wyjaśnienie jak największego zakresu zmienności zmiennej objaśnianej i określenia stopnia wpływu – o ile to możliwe – wszystkich czynników na zmienną objaśnianą. A wpływ danego czynnika, co zrozumiałe, może być wyrazisty (czyli istotny) albo słabo wyrazisty, albo wręcz znikomy (bardzo duża nieistotność).

4. Na pewno jednak z oszacowań takich modeli ekonometrycznych eliminować trzeba zmienne objaśniające, których znaki nie są sensowne. Postulat sensowności znaków jest bowiem podstawowy – sugerowany przez model kierunek wpływu zmiennej objaśniającej na zmienną objaśnianą musi być zgodny z teorią i zdrowym rozsądkiem. Jeśli jest inaczej, otrzymane równanie ekonometryczne nie może być traktowane jako model realnego, „normalnego" zjawiska ekonomicznego[12].

Inaczej na tym tle wygląda postulat istotności: z tym, że pewne czynniki są ważne, inne mniej, a inne są mało ważne, zgodzi się każdy ekonomista i praktyk.

Literatura

[1] Goldberger A.S., *Teoria ekonometrii*, PWE, Warszawa 1972
[2] Mokszan M., *Analiza i prognoza cen nieruchomości na przykładzie rynku mieszkań dwupokojowych w Poznaniu w latach 2001–2004*, Poznań 2004, praca magisterska
[3] „*Wycena Nieruchomości*" 2005, nr 51, Warszawa 2005

[11] Chyba że zmienne te są skrajnie nieistotne, na przykład moduł empirycznej statystyki Studenta wynosi mniej niż 0,5.

[12] Modelu, w którym, na przykład, cena mieszkania zależy ujemnie od powierzchni mieszkania, na pewno nie obroni żaden ekonometryk, a wszyscy praktycy i ekonomiści będą rozbawieni.

Bogusław Guzik
Marzena Mokszan

ECONOMETRIC ESTIMATION OF THE ATTRACTIVENESS OF LOCATION OF FLATS ON THE EXAMPLE OF TWO-ROOM FLATS IN POZNAŃ

Summary

The article presents results of the estimation of coefficients of location attractiveness of 19 districts in the city of Poznań.

The authors used an econometric model which comprised virtually all important price-creating factors – (a) quantitative: area, floor, autonomous trend of prices and (b) qualitative: location, technical standard, type of building, additional equipment. Variants of qualitative variables are represented by zero-one variables. The article explains why traditional methods (e.g. the mean ones) are erroneous.

The presented results concern a linear model supplemented with the square autonomous trend in prices. This model – due to numerous marginal conditions – was estimated using Excel Solver as an adequate optimization task.

The empirical results suggest that – as regards two-room flats – the most attractive districts in Poznań are: the Centre and Sołacz whereas the least attractive are Wilda and Strzeszyn.