Barbara BATÓG, Iwona FORYŚ

Zastosowanie modeli zmiennych jakościowych do badania ceny rynkowej mieszkań

W okresie recesji gospodarczej również rynek nieruchomości podlega okresom dekoniunktury. W takiej sytuacji załamanie popytu jest szczególnie dotkliwie odczuwane przez rynek mieszkaniowy. Ważna staje się wówczas polityka mieszkaniowa wspierająca podmioty dążące do zaspokajania potrzeb mieszkaniowych. Istotnym elementem jest tu wsparcie finansowe państwa, zwłaszcza dla rodzin czy gospodarstw domowych, które z takiej pomocy wcześniej nie korzystały. Jest to jednocześnie interwencja rządu w sektor budownictwa, utrzymująca popyt na nowe mieszkania. Jednak przenoszenie praw do lokali mieszkalnych odbywa się także na rynku wtórnym, przy czym na jedną transakcję na rynku pierwotnym przypadają ponad dwie transakcje zawierane na rynku wtórnym. Nie można więc pominąć roli rynku wtórnego w zaspokajaniu potrzeb mieszkaniowych, a tym samym wyłączyć go ze wspomnianej pomocy.

W latach 2007—2012 funkcjonował w Polsce program „Rodzina na swoim", wprowadzony ustawą z 8 września 2006 r. o finansowym wsparciu rodzin w nabywaniu własnego mieszkania. Program zakładał pomoc finansową państwa dla rodzin starających się o zakup pierwszego mieszkania na wolnym rynku. Obejmował on zarówno rynek pierwotny, jak i wtórny. Jednak ograniczenia wydatków budżetowych państwa skłoniły rząd do szukania oszczędności również w tym programie. Zamierzenia te skłoniły autorki artykułu do podjęcia badania rynku wtórnego w kontekście możliwości finansowania zakupu mieszkania z pomocą państwa.

Celem artykułu jest wskazanie cech lokali mieszkalnych wpływających na cenę jednostkową mieszkania, która kwalifikowałaby jego zakup do finansowania w programie „Rodzina na swoim".

W artykule poddano weryfikacji hipotezę o istotnym wpływie cech mieszkań, zarówno jakościowych jak i ilościowych, na cenę jednostkową mieszkania, która mieściłaby się w limicie określonym w programie „Rodzina na swoim" w przypadku transakcji na rynku wtórnym.

OTOCZENIE RYNKOWE PROGRAMU „RODZINA NA SWOIM"

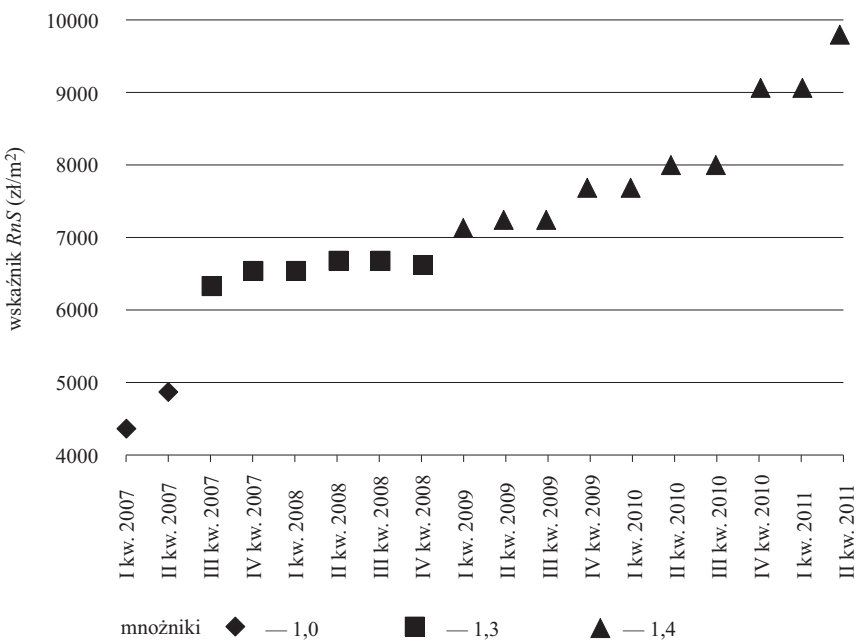
Według danych Banku Gospodarstwa Krajowego (BGK)[1] omawiany program pomocy państwa w nabywaniu mieszkań cieszył się dużym zainteresowaniem. W 2010 r. udzielono 43123 kredytów (o ponad 40% więcej niż w roku poprzed-

[1] www.bgk.pl.

nim) na kwotę 8 mld zł. Większość z nich (60%) przeznaczona była na nieruchomości nabywane na rynku wtórnym. Na rynek pierwotny przypadło 24% udzielonych kredytów, a pozostałe 16% — na budowę domów. Średnia kwota kredytu wyniosła 187 tys. zł. Najliczniejszą grupę stanowili kredytobiorcy między 25. a 29. rokiem życia, a następnie między 30. a 34. rokiem życia. Obie grupy stanowiły 74% wszystkich beneficjentów tego programu.

Od 15 sierpnia 2007 r. granicę finansowania stanowił wskaźnik (w artykule oznaczony symbolem *RnS*), obliczany iloczynem współczynnika 1,3 oraz średniej arytmetycznej dwóch ogłoszonych wartości przeciętnego kosztu budowy mieszkania w budownictwie wielorodzinnym (kosztu odtworzenia), obowiązujący w gminie, gdzie położony jest lokal mieszkalny lub dom jednorodzinny, na który ma być udzielony kredyt preferencyjny. Od pierwszego kwartału 2009 r. rząd zwiększył wartość współczynnika do 1,4. Omawiane wskaźniki wyznaczano dla województw (bez miast wojewódzkich) oraz odrębnie dla miast wojewódzkich. Na wykr. 1 przedstawiono wartości wskaźników w kolejnych kwartałach obowiązywania programu na rynku warszawskim.

Wykr. 1. DYNAMIKA WSKAŹNIKA *RnS* W WARSZAWIE WEDŁUG KWARTAŁÓW



Ź r ó d ł o: opracowanie własne na podstawie danych *www.bgk.pl.*

W ramach wspomnianego ograniczania wydatków budżetowych państwa rząd skłonił się do szukania oszczędności również w programie pomocy finansowej

udzielanej na zakup pierwszego mieszkania. 18 stycznia 2010 r Rada Ministrów przyjęła projekt nowelizacji przytoczonej wcześniej ustawy ograniczającej dostęp do finansowania kolejnym grupom kredytobiorców, m.in. poprzez:

- zmniejszenie współczynnika określającego średni wskaźnik przeliczeniowy kosztu odtworzenia 1 m^2 powierzchni użytkowej budynków mieszkalnych z wartości 1,4 do 1,1, co w rezultacie skutkowało obniżeniem wysokości maksymalnych cen mieszkań (lub kosztów budowy) branych pod uwagę przy zaciąganiu preferencyjnego kredytu;
- wyłączenie z programu finansowania preferencyjnym kredytem transakcji zawieranych na rynku wtórnym.

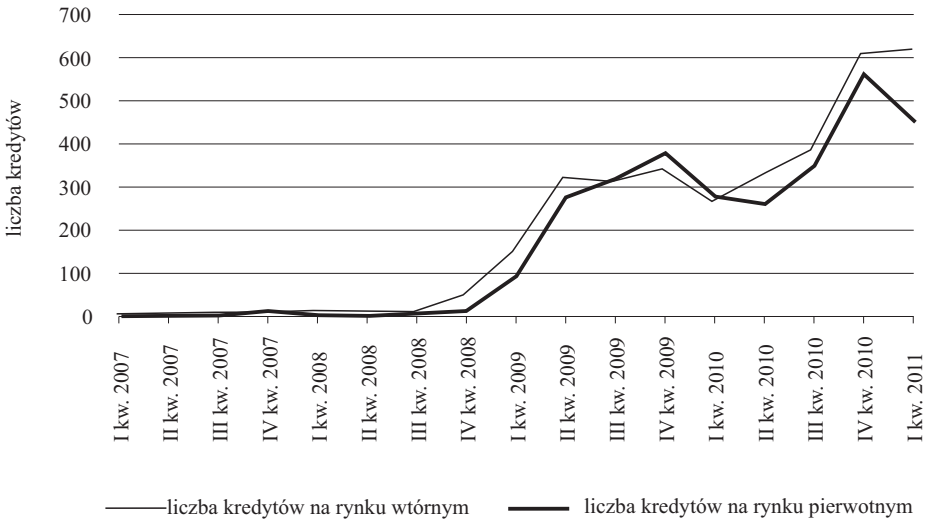
W trakcie dyskusji społecznych nad nowelizacją pojawiły się propozycje pozostawienia w programie możliwości zakupu mieszkania na rynku wtórnym, ale z niższym współczynnikiem — 0,8 dla rynku wtórnego, przy współczynniku 1,0 dla rynku pierwotnego. W tym kontekście nasuwa się kilka wątpliwości, które stanowią przesłankę podjętych badań. Chodziło o zbadanie, czy zasadne było wycofanie z finansowania transakcji zawieranych na rynku wtórnym oraz jaki odsetek tych transakcji spełniał wymogi tego finansowania w omawianym programie. Limity, które obowiązywały w przypadku analizowanego rynku warszawskiego, zostały wykorzystane w konstrukcji zmiennej zależnej.

Na wykr. 2 pokazano dynamikę liczby kredytów udzielonych na zakup mieszkania na rynku pierwotnym i wtórnym w latach 2007—2011. W okresie 2007—2010 nie zaobserwowano dużych dysproporcji w liczbie udzielonych kredytów mieszkaniowych na zakup mieszkania na rynku pierwotnym w porównaniu z liczbą zakupionych mieszkań na rynku wtórnym. Zróżnicowanie liczby kredytów na obu rynkach widoczne było dopiero w pierwszym kwartale 2011 r., czyli gdy nastąpiło odwrócenie tendencji w liczbie udzielanych kredytów na zakup mieszkania na rynku pierwotnym.

Znaczny wzrost liczby udzielonych kredytów odnotowano w 2009 r., kiedy wartość wskaźnika była wysoka, a ceny mieszkań na rynku wtórnym spadały. W efekcie coraz większa liczba ofert rynkowych mieściła się w wyznaczonym limicie.

Podjęto próbę weryfikacji przyjętej na wstępie hipotezy badawczej na podstawie warszawskiego rynku mieszkaniowego. W badaniu uwzględniono 231 informacji o transakcjach rynkowych mieszkaniami na rynku wtórnym w 2009 r. oraz 222 informacje o transakcjach zawartych w 2010 r. Wykorzystane dane dotyczyły transakcji, które wcześniej wprowadzono do systemu oferowania MLS WSPON i zakończyły się podpisaniem umowy kupna-sprzedaży. Każdą ofertę opisano zestawem kilkudziesięciu zmiennych ilościowych i jakościowych, które można było potraktować jako zmienne objaśniające, natomiast cena transakcyjna posłużyła w badaniu jako podstawa konstrukcji dychotomicznej zmiennej objaśnianej. Cenę transakcyjną możemy przedstawić w zł lub w zł za m^2, jak również na skali nominalnej jako cena mieszcząca się w przyjętych przez badacza przedziałach.

Wykr. 2. LICZBA KREDYTÓW UDZIELONYCH W PROGRAMIE „RODZINA NA SWOIM" NA ZAKUP MIESZKANIA W WARSZAWIE



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 1.

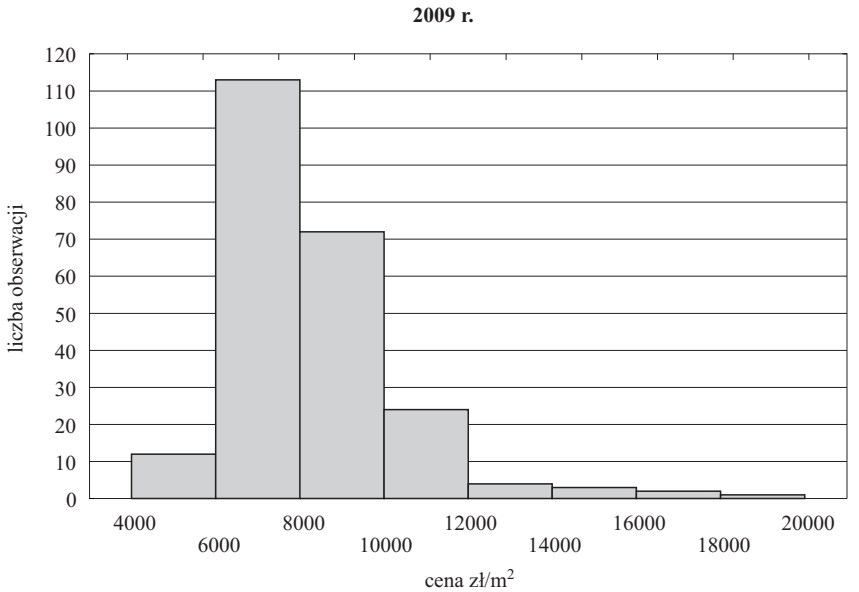
W artykule zaproponowano ustalenie krańców przedziałów zmiennej zależnej na poziomie limitów określonych w programie „Rodzina na swoim". Zmienną zależną jest zakwalifikowanie się albo nie mieszkania z daną ceną transakcyjną do rozważanego programu. Do tak określonej dychotomicznej zmiennej zależnej zastosowano dwumianowe modele logitowe. Jako zmienne niezależne wykorzystano cechy mieszkań (ilościowe i jakościowe). Zastosowanie tego typu modeli pozwoliło ocenić, które zmienne mają największy wpływ na cenę spełniającą kryteria narzucone programem pomocy mieszkaniowej państwa.

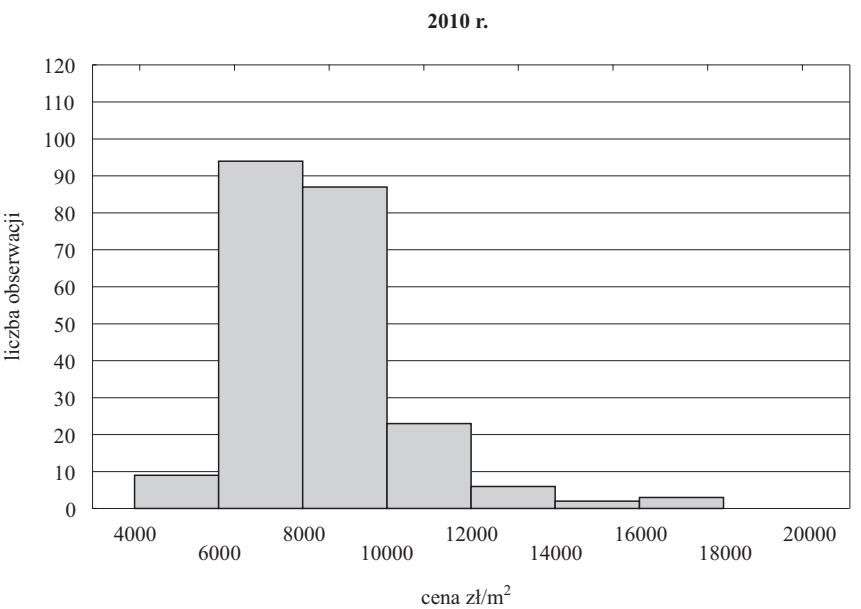
Podstawą do wyznaczenia kategorii zmiennej objaśnianej były ceny transakcyjne 1 m^2 powierzchni użytkowej mieszkania. Na wykr. 3 przedstawiono rozkłady tych cen w badanych latach.

W omawianym okresie dominowały ceny w przedziale 6—8 tys. zł za 1 m^2, czyli w granicach obowiązującego limitu. W czwartym kwartale 2010 r. limit przekroczył 9 tys. zł. Mogło to być przyczyną wzrostu liczby transakcji rynkowych z przedziału 8—10 tys. zł za m^2, co obrazuje większe spłaszczenie rozkładu cen w 2010 r. w porównaniu do 2009 r.

W latach 2009 i 2010 ponad 43% transakcji mieszkaniami na rynku wtórnym zawartych zostało za cenę, która mieściła się w granicach obowiązujących limitów. Udział ten nie był jednakowy w poszczególnych latach. W 2009 r. blisko 39% transakcji odbyło się za cenę niższą niż określona w limicie, natomiast w 2010 r. udział ten wzrósł do prawie 48%.

Wykr. 3. ROZKŁAD CEN ZA 1 m^2 MIESZKANIA W TRANSAKCJACH NA RYNKU WTÓRNYM W WARSZAWIE





Ź r ó d ł o: opracowanie własne w programie Statistica PL.

DWUMIANOWE MODELE LOGITOWE

Modele logitowe (Cieślak, 2001; Gruszczyński, 2001) są często wykorzystywane do opisu zjawisk jakościowych. W ich podstawowych wersjach rozważa się zmienne dychotomiczne, których wariantom przyporządkowuje się wartości 1 lub 0. Modele te nazywane są również modelami dwumianowymi. W tego typu modelach zmienną objaśnianą jest prawdopodobieństwo p, w przypadku gdy rozważana zmienna dychotomiczna przyjmie wariant oznaczony wartością 1. Ze względu na ograniczenie prawdopodobieństwa do przedziału [0,1], modelowaniu podlega bezpośrednio nie prawdopodobieństwo p, lecz tzw. logit, będący logarytmem ilorazu szans. Wówczas analizowany model jest opisany wzorem:

$$\ln\frac{p_i}{1-p_i} = \sum \beta_k x_{ik} + U_i \tag{1}$$

gdzie:

p_i — prawdopodobieństwo, że zmienna dychotomiczna przyjmie wariant oznaczony wartością 1 dla przypadku i,
β_k — parametry strukturalne,
x_{ik} — zmienne objaśniające,
U_i — składniki losowe o rozkładach niezależnych.

Do oceny istotności oszacowanych parametrów modelu stosuje się test łącznych efektów. Jeżeli hipoteza zerowa zakłada brak istotności każdego z parametrów modelu osobno (Gruszczyński, 2001), to wykorzystywana w tym teście statystyka Walda ma rozkład chi-kwadrat.

Do weryfikacji hipotezy zerowej, mówiącej o tym, że wszystkie parametry modelu — poza wyrazem wolnym — są równe zeru, służy test ilorazu wiarygodności, który jest możliwy do zastosowania w przypadku szacowania modeli metodą największej wiarygodności. Statystyka testu (2) ma rozkład chi-kwadrat z liczbą stopni swobody równą liczbie zmiennych objaśniających modelu bez wyrazu wolnego:

$$\chi^2 = 2(\ln L - \ln L_0) \tag{2}$$

gdzie:

L — maksimum funkcji wiarygodności dla rozważanego modelu,
L_0 — maksimum funkcji wiarygodności dla modelu zawierającego jedynie wyraz wolny (czyli modelu, w którym parametry przy zmiennych objaśniających są równe zeru).

Jakość modelu dwumianowego można ocenić za pomocą odchylenia D (3), które porównuje analizowany model z modelem pełnym, czyli takim,

w którym liczba parametrów jest równa liczbie obserwacji (Cramer, 2003; Stanisz, 2007):

$$D = 2(\ln L_p - \ln L) \tag{3}$$

gdzie:

L_p — maksimum funkcji wiarygodności dla pełnego modelu,
L — maksimum funkcji wiarygodności dla analizowanego modelu.

Odchylenie D ma asymptotyczny rozkład chi-kwadrat o liczbie stopni swobody równej liczbie obserwacji minus liczba szacowanych parametrów, a obszar krytyczny jest prawostronny[2]. Ze wzoru (3) wynika, że pożądana wartość statystyki D to wartość na tyle mała, aby nie można było odrzucić hipotezy zerowej mówiącej o tym, że model pełny nie jest lepszy niż analizowany model[3].

Z wartością funkcji wiarygodności oszacowanego modelu związany jest współczynnik R^2 (4) zaproponowany przez McFaddena. Miernik ten porównuje logarytm maksimum funkcji wiarygodności analizowanego modelu z logarytmem maksimum funkcji wiarygodności modelu, w którym występuje tylko wyraz wolny:

$$R^2_{McFadden} = 1 - \frac{\ln L}{\ln L_0} \tag{4}$$

Kolejne dwa mierniki oceniające jakość oszacowanego modelu to iloraz szans oraz zliczeniowy R^2. Są one wyznaczane na podstawie tablicy klasyfikacji przypadków (tabl. 1).

TABL. 1. TABLICA KLASYFIKACJI PRZYPADKÓW

Obserwowane	Przewidywane	
	$\hat{y}_i = 1$	$\hat{y}_i = 0$
$y_i = 1$	n_{11}	n_{10}
$y_i = 0$	n_{01}	n_{00}

Ź r ó d ł o: Gruszczyński (2001).

Iloraz szans (5) jest to stosunek iloczynu liczb poprawnie sklasyfikowanych przypadków do iloczynu liczb przypadków zaklasyfikowanych niepoprawnie. Iloraz szans, jako jeden z mierników dopasowania modelu, powinien przyjmować wartość większą od 1.

[2] Hosmer D. W., Lemeshow S. (2000).

[3] W pracy Stanisza A. (2007) można znaleźć wskazówkę, że analizowany model charakteryzuje się dobrym dopasowaniem, jeżeli otrzymany iloraz wartości odchylenia D oraz liczby stopni swobody jest bliski jedności.

$$IS = \frac{n_{11}n_{00}}{n_{01}n_{10}} \tag{5}$$

Zakres zliczeniowego R^2 to przedział od 0 do 1. Im wyższe są jego wartości, tym lepiej. Zliczeniowy R^2 jest wyznaczany jako udział trafnie zaklasyfikowanych przypadków w ogólnej liczbie przypadków:

$$R^2 = \frac{n_{11} + n_{00}}{N} \tag{6}$$

gdzie N — ogólna liczba przypadków.

OSZACOWANIE MODELU DLA WTÓRNEGO OBROTU MIESZKANIAMI W WARSZAWIE

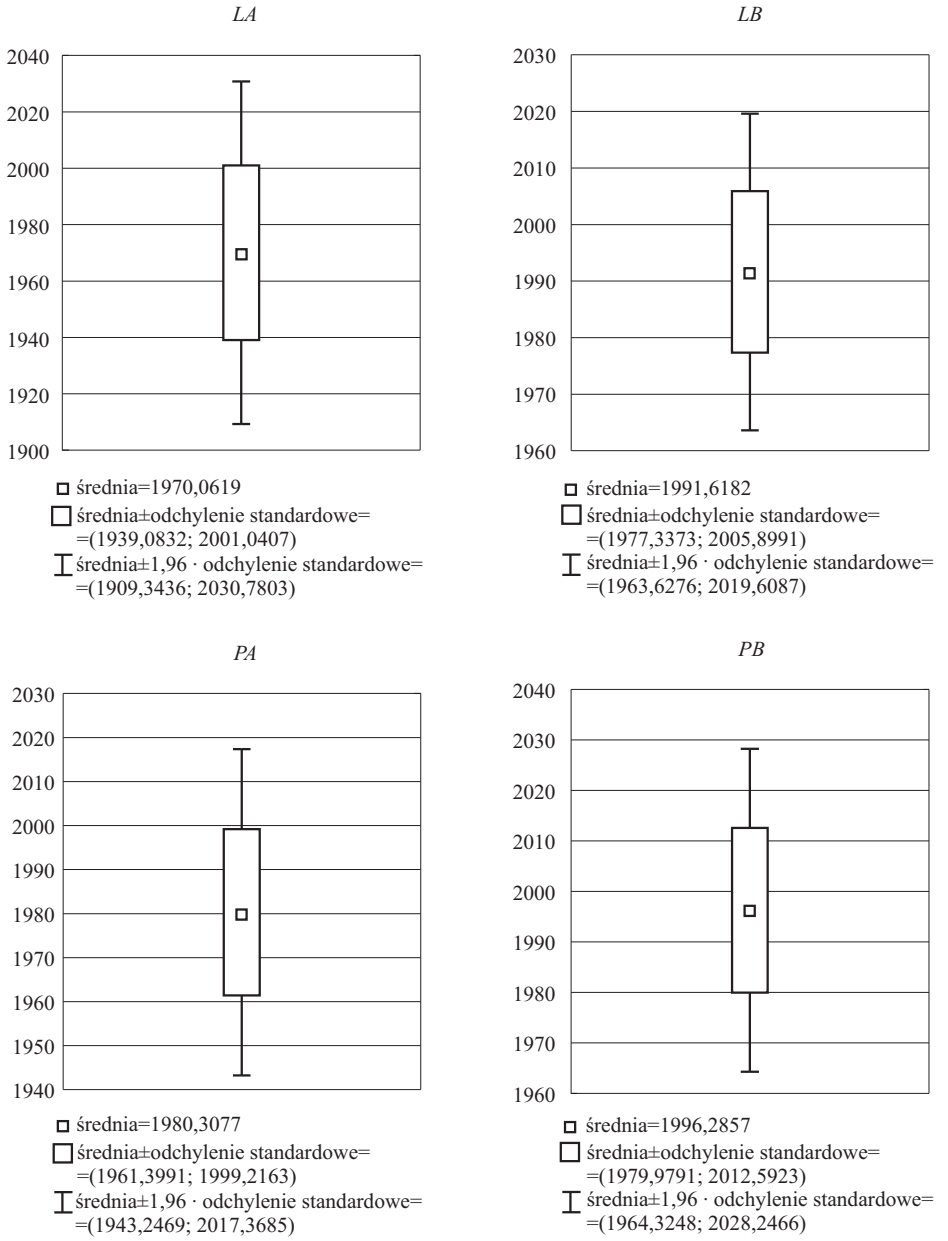
Zmienne opisujące cechy mieszkań, uzyskane z systemu oferowania MLS WSPON, można podzielić na ilościowe i jakościowe. Do zmiennych ilościowych należały: powierzchnia użytkowa mieszkania w m^2, cena za 1 m^2, cena całkowita, liczba pokoi, rok budowy i liczba łazienek. Z kolei jako zmienne jakościowe przyjęto: lokalizację, stan prawny — prawo do lokalu, windę — istnienie windy w budynku, standard — jakość wykończenia lokalu (wysoki, średni, niski), bezpieczeństwo — ochrona budynku, przystosowanie do zamieszkania przez osoby niepełnosprawne, dodatkowe powierzchnie przynależne do lokalu, udogodnienia, np. recepcja lub usługi dodatkowe czy dostęp do komunikacji publicznej.

W kilku przypadkach podjęto próbę zamiany zmiennej ilościowej (np. liczba kondygnacji w budynku) na jakościową (dychotomicznie — budynek wysoki lub niski). Dysponowano informacjami o dostępie do pięciu różnych rodzajów komunikacji publicznej (zmienne zero-jedynkowe), które zastąpiono jedną zmienną zero-jedynkową, gdzie zero oznacza brak dostępu do komunikacji, a jeden — dostęp przynajmniej do jednego środka komunikacji publicznej, takiego jak: autobus, tramwaj, metro, kolejka podmiejska, kolej.

Modele dwumianowe szacowano osobno dla lat 2009 i 2010. Kryterium wprowadzenia danej zmiennej objaśniającej do modelu była istotność odpowiadającego jej parametru, a także poprawa jakości modelu z daną zmienną w stosunku do modelu bez tej zmiennej[4]. Zmiennymi objaśniającymi, które ostatecznie uwzględniono w modelach były rok budowy (zmienna ciągła) oraz lokalizacja (zmienna jakościowa). Obie zmienne są wypadkową wielu innych cech zbywanych mieszkań. Z rokiem budowy wiąże się obowiązujący w trakcie inwestycji standard mieszkania czy technologia budynku, a z lokalizacją chociażby dostęp do komunikacji publicznej.

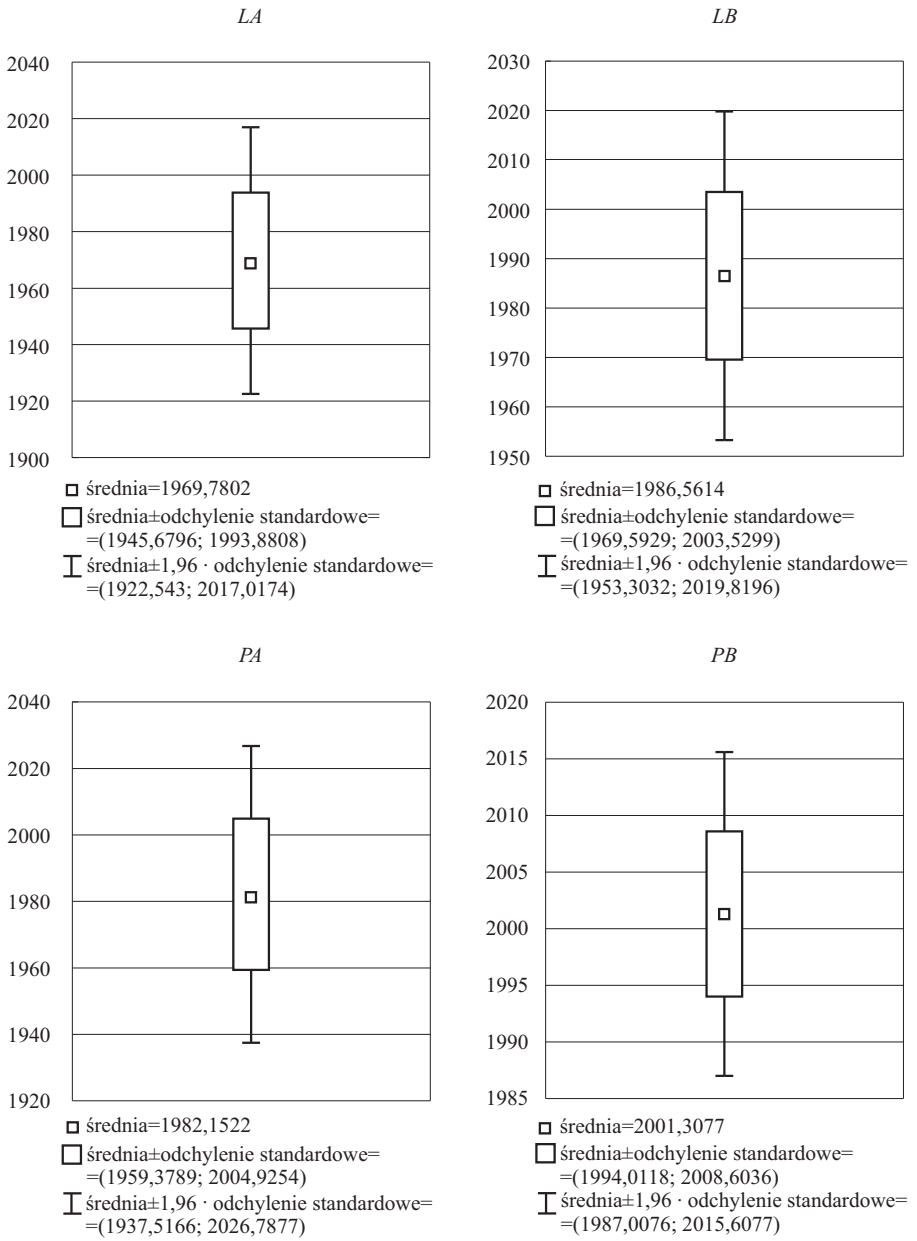
[4] Wykorzystano testy ilorazu wiarygodności.

Wykr. 4. ROK BUDOWY BUDYNKÓW, W KTÓRYCH MIESZKANIA SPRZEDANO NA RYNKU WTÓRNYM WEDŁUG LOKALIZACJI W WARSZAWIE W 2009 R.



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 2.

Wykr. 5. ROK BUDOWY BUDYNKÓW, W KTÓRYCH MIESZKANIA SPRZEDANO NA RYNKU WTÓRNYM WEDŁUG LOKALIZACJI W WARSZAWIE W 2010 R.



Ź r ó d ł o: jak przy wykr. 2.

Na wykr. 4 i 5 przedstawiono podstawowe parametry roku budowy mieszkania w czterech wariantach lokalizacyjnych. Typowy wiek budynku, w którym znajdowały się sprzedawane mieszkania, zależał od jego lokalizacji. W obu badanych latach najstarsze mieszkania sprzedawano w lewobrzeżnej (ale centralnej) części miasta — średni rok budowy to 1970 r. w pierwszym badanym roku, a 1969 r. w drugim. Najnowsze budynki z oferowanymi na rynku mieszkaniami znajdowały się na peryferiach prawobrzeżnej Warszawy (średni rok budowy to odpowiednio: 1996 r. w pierwszym roku, a 2001 r. w drugim roku analizy). W pozostałych dzielnicach typowy wiek budynku to 20—30 lat. Najnowsze mieszkania sprzedawano na obrzeżu miasta, gdzie lokalizowano w ostatnich latach najwięcej inwestycji.

Wyniki oszacowania zmiennych objaśnianych dychotomicznych — „cena poniżej/powyżej limitu" oraz zmiennych objaśniających — „rok budowy" i „lokalizacja" zamieszczono w tabl. 2. „Lokalizacja" (zmienna nominalna) charakteryzowała się 4 wariantami: *LA* — „lewobrzeże centrum", *LB* — „lewobrzeże poza centrum", *PA* — „prawobrzeże centrum" i *PB* — „prawobrzeże poza centrum". Aby oszacowanie modelu z tego typu zmienną było możliwe, do modelu wprowadzono zmienne reprezentujące o jedną kategorię mniej niż liczba kategorii zmiennej nominalnej. W tym przypadku pominięto zmienną reprezentującą lokalizację *PB*.

TABL. 2. OSZACOWANIA MODELI DWUMIANOWYCH

Wyszczególnienie	Ocena	Błąd standardowy	Statystyka Walda	*p*
2009				
Wyraz wolny	22,528	12,649	3,172	0,075
Rok budowy	–0,011	0,006	3,169	0,075
LA	–1,462	0,307	22,696	0,000
LB	–0,112	0,305	0,135	0,713
PA	1,159	0,356	10,609	0,001
2010				
Wyraz wolny	32,200	15,266	4,449	0,035
Rok budowy	–0,016	0,008	4,320	0,038
LA	–1,724	0,322	28,705	0,000
LB	–0,560	0,298	3,518	0,061
PA	0,793	0,344	5,313	0,021

Ź r ó d ł o: obliczenia własne w pakiecie *Statistica PL*.

Parametr przy zmiennej „rok budowy" jest istotny w obydwu badanych latach, z tym że w 2009 r. na poziomie 0,1, a w 2010 r. na poziomie 0,05. Ocena parametru stojącego przy tej zmiennej jest ujemna w obydwu latach, zatem im starszy budynek, tym większy jest iloraz $p/(1-p)$, a co za tym idzie — prawdopodobieństwo, że cena za m^2 zmieści się w limicie.

W tabl. 2 parametry dotyczące lokalizacji są różnicami w stosunku do lokalizacji *PB* — peryferie prawobrzeżnej Warszawy. Można zatem powiedzieć, że *ceteris paribus* objaśniany iloraz $p/(1-p)$ był w 2009 r. exp(–1,462)=0,232 i w 2010 r. exp(–1,724)=0,178 razy większy dla wariantu *LA* niż dla wariantu *PB*. Odpowiednio mniejsze było prawdopodobieństwo, że mieszkania z lokalizacją *LA* miały cenę za 1 m^2 mieszczącą się w limicie.

Podobnie kształtowała się sytuacja dla wariantu *LB* — z tym że w 2009 r. wartość exp(–0,112)=0,894, a w 2010 r. exp(–0,560)=0,571. Z kolei w przypadku *PA* objaśniany iloraz $p/(1-p)$ był *ceteris paribus* w 2009 r. exp(1,159)=3,187 i w 2010 r. exp(0,793)=2,210 razy większy niż dla wariantu *PB*, czyli znacznie większe było też prawdopodobieństwo, że mieszkania z lokalizacją *PA* miały cenę za 1 m^2 mieszczącą się w limicie.

W tabl. 3 zamieszczono wyniki klasyfikacji przypadków, ilorazy szans oraz wartości zliczeniowego R^2 w latach 2009 i 2010.

TABL. 3. KLASYFIKACJA PRZYPADKÓW

Wyszczególnienie	Przewidywane	
	$\hat{y}_i = 1$	$\hat{y}_i = 0$
2009		
Obserwowane: $y_i = 1$	41	43
$y_i = 0$	16	114
Iloraz szans	6,79	x
Zliczeniowy R^2 w %	72,43	x
2010		
Obserwowane: $y_i = 1$	59	40
$y_i = 0$	21	87
Iloraz szans	6,11	x
Zliczeniowy R^2 w %	70,53	x

Ź r ó d ł o: obliczenia własne.

Ilorazy szans w obydwu latach niewiele się różniły — były wysokie. Przy tym wysoką wartość osiągnął również zliczeniowy współczynnik R^2, co dobrze świadczy o jakości oszacowanych modeli. Wyniki weryfikacji statystycznej tych modeli zamieszczono w tabl. 4.

TABL. 4. WERYFIKACJA STATYSTYCZNA OSZACOWANYCH MODELI

Wyszczególnienie	2009	2010
Odchylenie *D*	243,62	240,68
Stopnie swobody	209	202
D/stopnie swobody	1,166	1,191
Statystyka testu ilorazu największej wiarygodności	65,26 (p=0,000)	69,21 (p=0,000)
R^2 McFaddena	0,211	0,223

Ź r ó d ł o: obliczenia własne w pakiecie *Statistica PL*.

Zarówno w 2009 r., jak i w 2010 r. wartość odchylenia *D* podzielonego przez liczbę stopni swobody była bliska 1, zatem świadczy to o dobrym dopasowaniu modelu do danych. Również statystyka testu ilorazu największej wiarygodności przyjęła pożądaną wartość, co potwierdziło przewagę oszacowanych modeli nad modelami tylko z wyrazem wolnym. Współczynniki R^2 McFaddena są zbliżone w obydwu latach, co pozwala wnioskować o porównywalnej jakości oszacowanych modeli[5].

Podsumowanie

Przeprowadzone rozważania wskazują na istotny wpływ lokalizacji oraz wieku budynku na cenę transakcyjną mieszkania na warszawskim rynku wtórnym. Lokalizacja jest zmienną nominalną, natomiast wiek budynku (w badaniu wzięto pod uwagę rok budowy) — zmienną ilościową. Starszy wiek budynku, w którym znajdowało się zbywane mieszkanie, zwiększał prawdopodobieństwo zakwalifikowania się mieszkania do pomocy finansowej państwa z programu „Rodzina na swoim".

Najnowsze mieszkania mają wysokie ceny w stosunku do mieszkań budowanych przed trzydziestoma czy czterdziestoma laty z uwagi na technologię wznoszenia (system uprzemysłowiony) i standard lokali. Jednakże wspomniana zasada nie dotyczy mieszkań najstarszych, ale zlokalizowanych w prestiżowych częściach miasta. Oszacowane parametry dla zmiennej „lokalizacja" potwierdzają, że najważniejszą determinantą ceny jednostkowej mieszkania jest jego lokalizacja.

Przyjęta w badaniu lokalizacja mieszkania w centralnej części lewobrzeżnej Warszawy dawała najmniejsze szanse na zmieszczenie się jego ceny w limicie określonym w programie, natomiast największe szanse gwarantowała lokalizacja mieszkania w centrum prawobrzeżnej stolicy, w której znajdują się zasoby mieszkaniowe o niskim standardzie, w nieremontowanych budynkach przedwojennych (wykr. 4 i 5).

Obszary miasta uwzględnione w grupach lokalizacyjnych „lewobrzeże poza centrum" (*LB*) oraz „prawobrzeże poza centrum" (*PB*) znajdowały się na obrzeżach miasta, gdzie w latach 1960—1980 wznoszono największe spółdzielcze osiedla Warszawy. Mieszkania te są na rynku tańsze niż mieszkania w starych, ale zmodernizowanych kamienicach w centrum miasta lub na nowoczesnych osiedlach z ostatnich lat. Ocena parametru stojącego przy *LB* (tabl. 2) jest nieistotna, co oznacza, że szanse znalezienia się w limicie mieszkań w tej części stolicy są takie same, jak w części centralnej (*PB*).

[5] W pracy Gruszczyński M. (2010) autor wskazuje, że współczynnik R^2 McFaddena nie jest unormowany i zwykle przyjmuje wartości bliższe 0 niż 1. Dlatego też został tu wykorzystany do porównania modeli, a nie do oceny każdego z nich osobno.

Uzyskane wyniki w dwóch kolejnych latach pokazują nieco większe dopasowanie do danych z 2010 r. w porównaniu z 2009 r. Przyczyną tego może być większe spłaszczenie rozkładu cen 1 m^2 mieszkania w 2010 r. Dodatkowo badanie cen transakcyjnych w tych latach nie uzasadnia tak dynamicznych zmian limitów cen w ostatnich kwartałach badanego okresu. Pozostałe badane cechy mieszkań, takie jak: dostęp do komunikacji miejskiej, lokalizacja w budynku, liczba pokoi czy układ funkcjonalny mieszkania, nie okazały się istotne w proponowanych modelach logitowych. Nie wyczerpuje to jednak zestawu cech, które badacz mógłby wykorzystać w tych modelach przy większym dostępie do informacji. Proponowane podejście jest uzupełnieniem dotychczas stosowanych metod statystycznych, stosunkowo mało rozpowszechnionym w Polsce. Dodatkowo uzyskane wyniki mogą być przydatne w konstruowaniu wytycznych dla kolejnych programów, które zastąpią analizowany program pomocy państwa „Rodzina na swoim".

---

dr Barbara Batóg — *Uniwersytet Szczeciński,* **dr hab. Iwona Foryś** — profesor *Uniwersytetu Szczecińskigo*

LITERATURA

Cieślak M. (2001), *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowanie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa

Cramer J. S. (2003), *Logit Models from Economics and Other Fields*, Cambridge University Press, Cambridge

Gruszczyński M. (2001), *Modele i prognozy zmiennych jakościowych w finansach i bankowości*, Oficyna Wydawnicza SGH

Gruszczyński M. (2010), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Oficyna Wolters Kluwer Business, Warszawa

Hosmer D. W., Lemeshow S. (2000), *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons, New York

Stanisz A. (2007), *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem Statistica PL na przykładach z medycyny. Analizy wielowymiarowe*, t. 3, Wydawnictwo StatSoft Polska Sp. z o.o., Kraków

SUMMARY

The article presents the results of the housing market survey in Warsaw in 2009 and 2010. Offers were described by a set of several quantitative and qualitative variables, including the transaction price. In the studied years operated the "Rodzina na swoim" ("Family on its own") program, in which the housing price limits were introduced on the opportunity to apply for funding. However, the limits of budget expenditure resulted in the introduction of savings and announcement of the program realization in a modified formula. In this context, conducted by the Authors the secondary housing market research shows the characteristics of a dwelling eligible for purchase by the state fund.

The co-financing threshold in Warsaw was treated as a dichotomous variable (a feature which is included or not in the range of co-financing). Binomial logit models were used for so defined dependent variable. As independent variables were used both quantitative and qualitative housing characteristics. The use of this type of models allows to assess which variables have the greatest impact on the price of meeting the criteria of the State housing assistance program.

РЕЗЮМЕ

Статья представляет результаты обследований рынка жилья в Варшаве в 2009 и 2010 гг. Предложения характеризовались несколько десятками количественных и качественных переменных, в том числе ценой сделки. В обследуемые годы действовала программа «Семья на своей собственности», в рамках которой были определены лимиты цен жилья позволяющие подавать заявку на поддержку финансирования. Тем не менее ограничения бюджетных расходов вызвали введение ограничений и извещение о реализации программы в модифицированной формуле. В этой связи проведенное обследование вторичного рынка показывает характеричтики жилья квалифицирующие покупку его с помощью государства.

Предел финансовой поддержки в Варшаве считается дихотомической переменной (характеристика находящиеся или нет в пределах финансирования). Для так определенной зависимой переменной использовались логитные биномиальные модели. В качестве независимых переменных были использованы как количественные так и качественные характеристики жилья. Использование этого типа моделей позволяет оценить, какие переменные, отвечающие критериям программы жилищной помощи государства, оказывают наибольшее влияние на цену.