



Rada programowa

Laszlo Csaba
Central European University, Węgry

Marian Gorynia
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Polska

Joze Gricar
University of Maribor, Słowenia

Wiesław M. Grudzewski
Polska Akademia Nauk, Polska

Waldemar Karwowski
University of Central Floryda, USA

Kazimierz Kuciński
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Polska

Elżbieta Mączyńska
Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Polska

D. Mario Nuti
Sapienza University of Rome, Włochy

Vitalija Rudzkiene
University of Vilno, Litwa

Roman Sobiecki
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Polska

Israel Spiegler
Tel-Aviv University, Izrael

Keijo Virtanen
University of Turku, Finlandia

Redaktor statystyczny

Zbigniew Strzelecki
Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

Redaktor naczelny

Andrzej Herman

Zespół redakcyjny

Alicja Kołodko
redaktor tematyczny, zastępca redaktora naczelnego

Ryszard Ginalski redaktor

Mirosław Makowski opracowanie graficzne

Adres redakcji

Kolegium Nauk o Przedsiębiorstwie
Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie
budynek M, pok. 111
02-513 Warszawa
ul. Madalińskiego 6/8
tel./fax: (0-22) 564 92 36
redakcja@przedsiębiorstwo.waw.pl

Prenumerata

Nella Mamos-Sutkowska
tel./fax: (0-22) 564 92 36
e-mail: nmamos@sgh.waw.pl
www.przedsiębiorstwo.waw.pl

Dystrybucja

Ofcyna Wydawnicza
Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie
02-554 Warszawa; al. Niepodległości 164
tel. (0-22) 564 94 77; fax: (0-22) 564 86 86
www.wydawnictwo.waw.pl



Liczba punktów do oceny parametrycznej jednostek naukowych – 6.

Materiałów niezamówionych redakcja nie zwraca. Redakcja nie płaci honorariów. W tekstach publikowanych zastrzega sobie prawo do skrótów, zmian tytułów, adriastacji. Artykuły są zatwierdzone do publikacji po uzyskaniu pozytywnych recenzji.

Copyright by
Szkoła Główna Handlowa
w Warszawie, Kolegium
Nauk o Przedsiębiorstwie

Wszelkie prawa zastrzeżone. Kopiowanie, przedrukowywanie i rozpowszechnianie całości lub fragmentów niniejszej publikacji bez zgody wydawcy jest zabronione.

Nakład: do 3000 egzemplarzy

Druk i oprawa:
Agencja Reklamowo-
Wydawnicza
Arkadiusz Grzegorzczak
ww.grzeg.com.pl

Na okładce zmodyfikowane zdjęcie z kolekcji Digital Vision

Natalia Nehrebecka, Marta Widłak

Zróznicowanie cen mieszkań a ograniczenia budżetowe nabywców

Empiryczne hedoniczne modele cen mieszkań opierają się na założeniu, że całkowita cena dobra heterogenicznego jest funkcją ilości charakterystyk tego dobra i ich domniemanych cen.

Rynki dóbr heterogenicznych, takich jak mieszkanie, są przedstawiane jako wypadkowa domniemanych rynków charakterystyk tych dóbr; innymi słowy popyt i podaż na te dobra są wypadkowymi popytu i podaży na ich poszczególne charakterystyki^{6,11}. Mówimy o „domniemanych rynkach charakterystyk”, gdyż w rzeczywistości nie obserwujemy transakcji poszczególnymi charakterystykami, lecz ich kombinacjami. Jednocześnie twórcy podstaw teorii hedonicznej^{2,11} zwracają uwagę na trudność w empirycznym oszacowaniu funkcji popytu i podaży charakterystyk dóbr różnorodnych.

Z kolei funkcje te determinują hedoniczną funkcję cen dóbr zróżnicowanych, która jest szacowana w badaniach empirycznych z reguły za pomocą regresji wielorakiej. Już Rosen¹¹ w swojej pionierskiej pracy zwracał uwagę na fakt, że rynki dóbr heterogenicznych mogą podlegać wyraźnej segmentacji, ze względu na ograniczenia budżetowe nabywców, a także ich preferencje. W oparciu o wcześniejsze prace empiryczne Rosen zakłada, że konsumenci o podobnym ograniczeniu budżetowym, podobnie wyceniają poszczególne charakterystyki wybierając dobra heterogeniczne o podobnej specyfikacji. Newsome i Zietz⁶, a także Malpezzi⁸

sugerują, że heterogeniczne gospodarstwa domowe różnie wyceniają poszczególne charakterystyki mieszkania, a wyceny te mogą różnić się wzdłuż rozkładu całkowitych cen mieszkań.

Na rynkach mieszkaniowych łatwo zauważyć istnienie różnych segmentów cenowo – jakościowych. Przeanalizujemy dwa skrajne przykłady: tzw. segment apartamentów, czyli mieszkań o wysokiej jakości oraz mieszkania o najniższym standardzie, budowane i wyposażane z wykorzystaniem najtańszych technologii, które nie gwarantują zbyt wysokiej jakości. Cena metra kwadratowego mieszkania, a więc także cena całkowita przy ustalonej jego wielkości, z obydwu grup będzie różna. Mieszkania te będą niewątpliwie nabywane przez konsumentów różniących się ograniczeniami budżetowymi, które rozumiane jest nie tylko jako bieżący strumień dochodów, ale także jako istniejący majątek gospodarstwa (np. możliwa zamiana mieszkań).

Czy ograniczenie budżetowe dzieli gospodarstwa domowe o różnych gustach i preferencjach w bardziej jednorodne pod tym względem grupy nabywców? Jednym ze sposobów weryfikacji tego przypuszczenia jest zbadanie, czy występują istotne różnice pomiędzy cenami implikowanymi¹¹ charakterystyk mieszkania w różnych segmentach jego ceny całkowitej. W takim podejściu zakłada się, że segmenty cenowe mieszkań odpowiadają różnym grupom dochodowym nabywców. Zało-

żenie to jest bardziej właściwe dla analizy ceny całkowitej mieszkania, niż dla ceny w ujęciu za metr kwadratowy.

Przedstawmy rynek mieszkań w uproszczonym przypadku za pomocą dwóch segmentów. Posługując się hipotezą hedoniczną¹¹ można założyć, że segmenty te różnią się domniemanymi krzywymi popytu i podaży charakterystyk mieszkaniowych. Równoważenie popytu i podaży charakterystyk mieszkaniowych w dwóch różnych segmentach rynku doprowadzi więc do uzyskania dwóch odmiennych cen implikowanych charakterystyk¹⁶.

Pewną weryfikacją tak stawianej hipotezy mogą być badania empiryczne, w których ceny implikowane cech mieszkań szacowane za pomocą MNK okazują się niestabilne, a także zróżnicowane co do wartości i kierunków oddziaływania. Zjawiska te m.in. mogą wynikać z nieuwzględnienia zmienności wycen charakterystyk względem rozkładu cen całkowitych mieszkań. Na podstawie przeglądu 125 badań empirycznych Zietz i in.¹⁶ zauważają, że hedoniczne modele cen w istocie znacznie różnią się w oszacowaniach cen domniemanych poszczególnych charakterystyk mieszkania. Różnice te dotyczą zarówno siły, jak i kierunku oddziaływania oraz istotności statystycznej współczynników modeli. Jednocześnie ich badania¹⁶ własne sugerują, że różnice te nie mogą być w pełni wyjaśnione przez regionalne uwarunkowania rynków, różną specyfikację modeli czy odmiennosc danych. Warto tu zauważyć, że inne powody różnic w wycenie parametrów mieszkania to omawiane szeroko w literaturze problemy z poprawną specyfikacją modeli, autokorelacja przestrzenna obciążająca najczęściej stosowany estymator MNK, i inne błędy pomiaru danych.

W swoich badaniach Zietz i in.¹⁶ wykorzystując model regresji kwantylowej dochodzą do wniosku, że charakterystyki takie jak powierzchnia domu czy

liczba łazienek są istotnie różnie wyceniane przez bardziej i mniej zamożnych nabywców. Dodatkowo badany przez nich efekt zależności przestrzennej cen mieszkań okazał się mniej wpływowy, od omawianego efektu różnej wyceny cech wzdłuż rozkładu cen mieszkań. Do podobnych wniosków doszli także Bayer i in.¹¹ w badaniach empirycznych dotyczących rynku amerykańskiego. Stwierdzili oni, że krańcowa skłonność do zapłaty za takie cechy mieszkania, jak skład społeczny sąsiedztwa, komunikacja z miejscem pracy czy dostępność infrastruktury miejskiej wzrasta wraz z dochodem. Badanie przeprowadzone dla chińskiego miasta Changsha przez Liao i Wang⁷ prowadzi do konkluzji, że w zależności od rozkładu cen mieszkań różnie wyceniane są dostęp do lokalnego centrum biznesowego i terenów zielonych.

W Polsce modelowanie hedoniczne cen mieszkań jest we wstępnej fazie rozwoju, głównie ze względu na problemy z dostępem do odpowiednich źródeł danych. Niepublikowane wyniki badań prowadzonych przez NBP pokazują, że pomimo uwzględnienia różnic regionalnych oszacowania cen implikowanych charakterystyk mieszkaniowych wykazują niestabilność, i są często zróżnicowane pod względem wartości i kierunku oddziaływania. Także modele hedoniczne cen oszacowane dla warszawskiego rynku wtórnego mieszkań przez Tomczyk i Widłak¹² ujawniają podobne problemy. Na przykład w badaniach tych formalne testy wykazały brak stabilności wycen dla około połowy badanych zmiennych. Może to sugerować niedojrzałość rynku mieszkaniowego w Warszawie, którego uczestnicy nie wyceniają w sposób jednolity poszczególnych parametrów mieszkania lub może wynikać z odmiennego rozkładu preferencji klientów posiadających różne ograniczenia budżetowe.

Przeprowadzone wcześniej przez Widłak i Nehrebecką¹⁵ badania dotyczyły

ceny za metr kwadratowy, której rozkład jest mniej wiernym odwzorowaniem rozkładu ograniczeń budżetowych gospodarstw domowych w porównaniu do ceny całkowitej. W badaniach tego typu silniejszy może być efekt substytucji różnych cech mieszkania. Niemniej badania pokazały, że wycena dwóch istotnych cech mieszkania – standardu wykończenia i lokalizacji – istotnie różniła się w zależności od segmentu cenowego. W świetle cytowanych badań ciekawa staje się odpowiedź na postawione pytanie badawcze, czy wyceny cech mieszkań istotnie różnią się wzdłuż rozkładu ich cen całkowitych.

Do badania wybrano rynek wtórny mieszkań w Warszawie. Warszawa charakteryzuje się zarówno wysokim zróżnicowaniem zasobu mieszkaniowego (używając języka modeli hedonicznych – jakością poszczególnych mieszkań), jak i dużą rozpiętością dochodów jej mieszkańców. Dlatego też można przypuszczać, że na tym rynku wyraźnie zaznaczą się omawiane zjawiska. Innymi słowy można przypuszczać, że cechy mieszkania są na tym rynku istotnie odmiennie wyceniane wzdłuż rozkładu cen całkowitych mieszkań, a więc w zależności od grupy dochodowej nabywców. W celu weryfikacji powyższej hipotezy w badaniu oszacowano modele hedoniczne cen mieszkań metodą regresji kwantylowej.

Metoda regresji kwantylowej

Regresja kwantylowa jest metodą estymacji zależności całego rozkładu zmiennej objaśnianej od zmiennych objaśniających⁵⁾. W przypadku klasycznej regresji modelujemy zależność między wartością oczekiwaną zmiennej objaśnianej a zmiennymi objaśniającymi. Hiperpłaszczyzna regresji y na x w tym przypadku jest warunkową wartością oczekiwaną:

$$E(y | x) = \mu(x)$$

gdzie:

x – macierz zmiennych objaśniających,

y – wektor zmiennej zależnej,

$E(x | y)$ – warunkowa wartość oczekiwana zmiennej zależnej względem zmiennych objaśniających x .

Klasyczna analiza regresji przedstawia niepełny obraz zależności pomiędzy zmiennymi, zwłaszcza w sytuacjach, gdy model jest heteroskedastyczny. Regresja kwantylowa pozwala na rozszerzenie liniowej estymacji zmian wartości dystrybuanty zmiennej objaśnianej. Estymacja regresji na kwantylach ma charakter semiparametryczny, co oznacza, że nie przyjmuje się założeń o typie rozkładu dla losowego wektora reszt w modelu, przyjmowana jest jedynie parametryczna postać modelu w deterministycznej części modelowania.

Według autorów koncepcji regresji kwantylowej⁵⁾, jeżeli postać dystrybuanty jest znana, to kwantyl rzędu τ można policzyć w następujący sposób:

$$\xi_{\tau} = F_y^{-1}(\tau)$$

gdzie:

ξ_{τ} – kwantyl rzędu $\tau \in [0,1]$ (np. $\tau = 0,5$ jest medianą),

F – dystrybuanta zmiennej y .

Ideą regresji kwantylowej jest badanie związku między wielkością kwantyla wybranego rzędu a zmiennymi objaśniającymi. Wówczas można zdefiniować warunkowy kwantyl postaci:

$$\xi_{\tau}(x) = F_{y|x}^{-1}(\tau)$$

Warto zwrócić uwagę, iż równania regresji mogą się różnić dla poszczególnych kwantyli.

W przypadku regresji dla wartości oczekiwanej standardowo stosuje się metodę najmniejszych kwadratów. Jako $\mu(x)$ przyjmuje się funkcję parametryczną $\mu(x, \beta)$ o nieznanym wektorze parametrów β . Wektor β można znaleźć minimalizując sumę kwadratów reszt:

$$\min_{\beta \in R^k} \sum_{i=1}^N [y_i - \mu(x_i, \beta)]^2$$

W przypadku regresji na kwantylach estymację także można sprowadzić do rozwiązywania problemu minimalizującego. Najprostszy przypadek dotyczy estymacji parametrów regresji dla kwantyla $\tau = 0,5$ czyli mediany. Wówczas parametry β są wynikiem minimalizacji następującej funkcji celu:

$$\min_{\beta \in R^k} \sum_{i=1}^N |y_i - \xi_{0,5}(x_i, \beta)|$$

gdzie:

N – liczba obserwacji,

y_i – wartość zmiennej zależnej,
pozostałe oznaczenia jak wyżej.

Estymator powyższej regresji jest równoważny estymatorowi LAD, który uzyskuje się za pomocą metody najmniejszych odchyleń bezwzględnych⁹⁾.

W ogólnym przypadku estymacja parametrów regresji dowolnego kwantyla polega na minimalizacji ważonej sumy wartości bezwzględnych reszt, przypisując im odpowiednie wagi:

$$\min_{\beta \in R^k} \sum_{i=1}^N \rho_{\tau} [y_i - \xi_{\tau}(x_i, \beta)]$$

gdzie:

$$\rho_{\tau}(z) = \begin{cases} \tau |z| & \text{dla } z \geq 0 \\ (1-\tau) |z| & \text{dla } z < 0 \end{cases}$$

Estymacja każdorazowo przebiega na całej próbie, jednak dla każdego kwantyla szacowany jest inny parametr beta. Dzięki temu obserwacje nietypowe otrzymują niższe wagi, co rozwiązuje problem uwzględniania ich w modelu. W zależności od charakteru zjawiska i rozkładu danych, w zastosowaniach empirycznych najczęściej estymuje się od trzech do dziewięciu różnych regresji kwantylowych (regresje te odpowiadają kolejnym kwartyłom lub decydom rozkładu), i na podstawie wszystkich otrzymanych modeli analizuje się dane zjawisko. Ponieważ w modelach może pojawić się problem heteroskedastyczności, dlatego najczęs-

ziej estymatory błędów standardowych współczynników dla regresji kwantylowej uzyskuje się za pomocą metody bootstrap, jak zasugerował to Gould^{3,4)}. Są one mniej wrażliwe na heteroskedastyczność niż estymatory oparte o metodę zaproponowaną przez Rogera. W prezentowanym badaniu replikowano reszty modelu za pomocą metody bootstrap z 500 powtórzeniami. Wartości estymatorów w tej regresji będą takie same jak dla zwykłej regresji kwantylowej. Różnić się jednak będą wartości błędów standardowych.

W prezentowanym badaniu dodatkowo przeprowadzono estymację regresji międzykwantylowej. Polega ona na oszacowaniu równania regresji, gdzie za zmienną objaśnianą przyjmuje się różnicę między jej kolejnymi kwantylami, a przy zmiennych objaśniających występują współczynniki zdefiniowane jako różnice wartości parametrów beta w kolejnych kwantylach. Regresja międzykwantylowa została użyta w celu dokonania formalnej analizy podobieństw pomiędzy współczynnikami poszczególnych regresji kwantylowych, a więc do oceny istotności różnic pomiędzy cenami implikowanymi charakterystyk mieszkania w zależności od segmentów cenowych tego rynku.

Dane i wyniki estymacji

Na potrzeby niniejszej analizy wykorzystano dane z Bazy Rynku Nieruchomości (BaRN) tworzonej w NBP, dla warszawskiego rynku wtórnego mieszkań. Notowania cen odbywają się kwartalnie (począwszy od III kwartału 2006 r.), i w tym okresie dotyczyły mieszkań zlokalizowanych w granicach administracyjnych miast. Analiza obejmuje transakcje zanotowane przez biura pośrednictwa sprzedaży nieruchomości. Pozyskiwane informacje dotyczą wyłącznie transakcji zawartych na wolnym rynku; w bazie nie są gromadzone informacje dotyczące prywatyzacji zasobu komunalnego czy zakładowego, inwestycje TBS, darowizny itp.

Poza podstawowymi informacjami o cenie, w bazie BaRN gromadzone są informacje o wybranych parametrach charakteryzujących mieszkanie, a także, w ograniczonym zakresie, dane dotyczące oceny jego lokalizacji szczegółowej i ogólnej. Pełna lista zmiennych zawiera dziewiętnaście atrybutów opisujących fizyczne cechy mieszkania, oraz pięć zmiennych lokalizacyjnych. Niektóre zmienne opisujące lokalizację mają charakter subiektywnej oceny nadawanej przez lokalnego analityka rynku, są to więc dane typu jakościowego. Specyfikację modelu w dużej mierze oparto na doświadczeniach, z wcześniejszych symulacji modelu ceny metra kwadratowego mieszkania dla warszawskiego rynku wtórnego mieszkań^{12,13,15}.

W okresie od III kwartału 2006 r. do II kwartału 2010 r. w bazie BaRN zgromadzono 2056 obserwacji dotyczących transakcji na warszawskim rynku wtórnym mieszkań. Metoda regresji kwantylowej umożliwia wykorzystanie pełnego zbioru informacji, tj. łącznie z obserwacjami odstającymi.

W badaniu dokonujemy podziału mieszkań na trzy segmenty cenowe, dla których granicami są wartości pierwszego i trzeciego kwartyla ceny całkowitej mieszkania. Porównując wyniki estymacji modeli hedonicznych w segmencie pierwszym (najniższa cena całkowita), i trzecim (najwyższa cena całkowita), możemy zakładać, że wynikają one z różnych gustów i preferencji klientów, które w znacznym stopniu zależą od ich ograniczeń budżetowych. Porównanie sąsiednich segmentów może w pewnym stopniu odzwierciedlać także efekt substytucji charakterystyk mieszkaniowych, a więc przede wszystkim różnice w preferencjach nabywców. Dzieje się tak, ze względu na przybliżony charakter założenia równoznaczności rozkładu ceny całkowitej mieszkania i dochodu nabywcy; podział ten w odniesieniu do sąsiadujących segmentów cenowych nie

jest ostry. Na przykład klient dysponujący kapitałem (czy zdolnością kredytową) w wysokości 380 tys. zł może znaleźć się w pierwszej, jak i drugiej grupie nabywców, jednak jest mało prawdopodobne, że kupi on mieszkanie z trzeciego segmentu cenowego. To czy nabywca ten zdecyduje się na mieszkanie z pierwszej czy z drugiej grupy cenowej (np. za 375 lub 365 tys. zł), będzie w znacznej mierze zależało od jego preferencji, a nie ograniczenia dochodowego.

W ramach estymacji oszacowano log-liniowy model regresji kwantylowej, a także metodą MNK dla danych ze wszystkich okresów łącznie. Aby uwzględnić dynamikę cen występującą w badanym okresie w modelu uwzględniono zmienne 0-1 czasu. Na podstawie wyników estymacji wyznaczono wartość indeksu hedonicznego cen całkowitych mieszkań.

Podobnie jak we wcześniejszych badaniach, wielkość badanej próby, a także przejrzystość wykonywanej analizy zdecydowały o badaniu trzech segmentów cenowych. Segmenty te zostały wyznaczone przez wartości pierwszego, drugiego i trzeciego kwartyla rozkładu empirycznego ceny całkowitej mieszkania (regresje na kwantylach rzędu: 0,25; 0,5; 0,75). Wszystkie zaakceptowane modele cechują się poprawną konstrukcją (popartą wynikiem testu RESET lub linktest), oraz brakiem współliniowości – czynniki inflacji wariacji nie przekraczają wartości 10.

Otrzymane wyniki wskazują, iż oszacowane współczynniki różnią się istotnie wśród kwartyli szczególnie dla jednego typu zmiennej objaśniającej – lokalizacji. Wniosek ten jest tylko częściowo zbieżny z wynikami wcześniejszych badań¹⁵, gdzie modelowano cenę metra kwadratowego mieszkania, i wówczas poza lokalizacją także wycena standardu wykończenia mieszkania okazała się różna dla najdroższych i najtańszych mieszkań. W niniejszym badaniu standard wykończe-

nia okazał się tak samo ważny dla klientów z poszczególnych grup. Standard wysoki podnosił cenę całkowitą mieszkania średnio o 7 proc. bez względu na wielkość mieszkania (a więc także jego cenę całkowitą). Z kolei modelując cenę całkowitą okazało się, że wiek budynku ma nieco odmiennie znaczenie przy zakupie mieszkań droższych i tańszych. Różnice te dotyczyły wyłącznie mieszkań zbudowanych w okresie od zakończenia II wojny światowej do początku lat dziewięćdziesiątych.

Różnice między poszczególnymi kwartylami nie są duże i sięgają około 4 punktów procentowych. Przy czym można zauważyć, że w przypadku mieszkań najdroższych i najtańszych lata budowy są wyceniane podobnie. Klienci ze środkowej grupy większą wagę przykładają do tego, czy budynek pochodzi z okresu komunistycznego, czy został zbudowany w latach '90 XX w. Biorąc pod uwagę wielkość mieszkań z tego segmentu (50 m. kw.) oraz ich średnią cenę całkowitą (ok. 370 tys. zł.) można przypuszczać, że mieszkania te są z reguły nabywane przez przyszłych użytkowników. Dodatkowo odsetek mieszkań z tej grupy w całym zasobie jest najwyższy, co pozostawia użytkownikom możliwość większego wyboru. Można przypuszczać, że w przypadku mieszkań małych, często nabywanych w celach inwestycyjnych, a także mieszkań bardzo dużych, których jest stosunkowo najmniej w zasobie i na rynku, mniejsze znaczenie ma okres budowy, i związana z tym trwałość budynku, wygoda czy estetyka całego osiedla.

Najwięcej różnic pomiędzy segmentami cenowymi zanotowano przede wszystkim w przypadku zmiennej lokalizacja. Ocena większości dzielnic w odniesieniu do dzielnicy Śródmieście różniła się dla pierwszego kwartyła w porównaniu do dwóch pozostałych segmentów cenowych. Oznacza to, że nabywcy najmniejszych, a co za tym idzie najtańszych mieszkań, inaczej oceniali lokalizację niż nabywcy

mieszkań średnich i największych/ najdroższych. Analizując wyniki oszacowań można zauważyć, że w przypadku mieszkań najtańszych lokalizacja odgrywała mniejszą rolę niż w pozostałych dwóch segmentach cenowych. Dodatkowo, choć nie jest to wniosek poparty wynikami regresji międzykwantylowej (formalnego testu różnic wartości współczynników), można zauważyć, że w większości przypadków znaczenie dzielnicy rośnie wraz ze wzrostem ceny całkowitej. Znaczy to, że im więcej kapitału przeznaczamy na zakup mieszkania, tym istotniejsza staje się jego lokalizacja. Warto zauważyć, że ocena dzielnic zwyczajowo uznawanych za najtańsze: Wawer, Rembertów, Wesoła, Ursus i Włochy, nie różniła się istotnie między poszczególnymi kwartylami.

W modelu ceny całkowitej mieszkania również wycena liczby pokoi była różna w poszczególnych grupach. Nabywcy najdroższych (największych) mieszkań o liczbie pokoi 1 lub 2 nieznacznie wyżej wyceniają tę cechę, niż nabywcy z pozostałych grup. Można przypuszczać, że jest to spowodowane możliwością własnej aranżacji takich mieszkań lub modą na tzw. mieszkania „studio”. Także wyjątkowo duża powierzchnia bywa inaczej wyceniana przez nabywców z pierwszego i drugiego segmentu. Mieszkania bardzo duże, a zarazem należące do najtańszych w ujęciu ceny całkowitej są sytuacją wyjątkową, i wówczas duża powierzchnia mieszkania ma większe znaczenie dla klientów mniej zamożnych.

Istotnym wnioskiem jest także to, że bez względu na segment ceny całkowitej dynamika tych cen nie różniła się istotnie od siebie. Odmiennie wyniki uzyskano dla indeksu ceny metra kwadratowego mieszkania¹⁵⁾, gdzie wystąpiły pewne różnice w dynamice cen mieszkań najdroższych i najtańszych. Na podstawie porównania obydwu badań okazuje się także, że dynamika ceny jednostkowej i całkowitej mieszkań nie różni się od siebie.

Na koniec warto podkreślić, że wartości współczynników w modelu ceny całkowitej i ceny metra kwadratowego¹⁵⁾ były do siebie bardzo zbliżone, pomimo nieznacznie odmiennej specyfikacji obydwu modeli. Na szczególną uwagę zasługuje zmienna standard, która – jak wspomniano wcześniej – jest różnie wyceniana w segmentach ceny metra kwadratowego i ma niezmienną ocenę w modelu ceny całkowitej. Świadczy to o wysokim znaczeniu tej zmiennej w kształtowaniu ceny jednostkowej mieszkania. Wzbogacająca model zmienna interakcyjna wskazuje, że średnio mieszkania małe w budynkach przedwojennych są o około 14 – 17 proc. tańsze, niż mieszkania duże w tych budynkach oraz wszystkie mieszkania wybudowane po wojnie. Można przypuszczać, że mieszkania takie są najczęściej własnościowymi lokalami, z dawnego zasobu komunalnego Woli, Pragi i Śródmieścia, i ze względu na skład społeczny takich budynków oraz niższą jakość i trwałość budynków są niżej wyceniane. Ciekawe wyniki uzyskano także dla zmiennej opisującej położenie mieszkania na piętrze. Zgodnie z intuicją eksperta, mieszkania położone na parterze są tańsze od mieszkań z pięter „środkowych” budynku o około 5-7 proc., podczas gdy położenie na ostatnim piętrze obniża wartość mieszkania jedynie o około 2-3 proc. Wynik można interpretować w ten sposób, że względne bezpieczeństwo ma większą wartość niż energooszczędność mieszkania (lokale na ostatnich piętrach z reguły wymagają więcej energii do ogrzania ich zimą, lecz uznaje się je za mniej narażone na włamania i kradzieże niż mieszkania położone na parterze).

Wyniki formalnego testu różnic współczynników w poszczególnych grupach cenowych, poza zmienną lokalizacją i wybranymi zmiennymi określającymi wielkość lokalu, liczbę pokoi i okres budowy budynku, wskazują na brak znaczących różnic w wycenach pozostałych

cech mieszkania przez nabywców z różnych grup cenowych. Postawiona w badaniu hipoteza została zatem poparta tylko częściowo (4 zmienne w odniesieniu do 10 wykorzystanych w modelu). Ważne jest, że istotne różnice występują przede wszystkim pomiędzy grupą pierwszą i dwiema pozostałymi. Pomiędzy nabywcami o średnich i najwyższych dochodach nie zauważono wyraźnego zróznicowania implikowanych cen cech mieszkaniowych. Na podstawie wcześniejszych badań¹⁵⁾ oraz ze względu na możliwość występowania substytucji cech, w niniejszej pracy postawiono hipotezę, że istotne różnice powinny być widoczne szczególnie pomiędzy grupą pierwszą i trzecią. Przeprowadzone badanie tylko częściowo potwierdza to przypuszczenie (wyłącznie dla najlepszych dzielnic Warszawy). Ten ostatni wniosek, a także nieistotna różnica wyceny standardu wykończenia mieszkania przez nabywców z różnych grup, odróżnia niniejsze badanie od wcześniejszych symulacji, przeprowadzonych dla ceny metra kwadratowego mieszkania.

Ponieważ obydwie badania opierają się na tym samym zbiorze danych i stosuje się w nich to samo narzędzie badawcze, zatem ich wyniki mogą być porównane. Porównanie wyników obydwu badań daje podstawy by sądzić, że cena jednostkowa mieszkania w większym stopniu niż cena całkowita jest kształtowana przez jego standard wykończenia. Z kolei, co jest bardzo intuicyjne, całkowita cena mieszkania w większym stopniu jest uzależniona od jego wielkości niż standardu wykończenia. Praktycznie takie same wartości współczynników w obydwu modelach wskazują, że model jest dobrze wyspecyfikowany, i dla badania dynamiki za pomocą indeksu hedonicznego nie ma większego znaczenia, czy wykorzystujemy cenę całkowitą mieszkania czy też jego cenę jednostkową. Potwierdzają to wartości dynamiki wyznaczone za pomocą obydwu modeli.

Reasumując należy stwierdzić, że różnice w ograniczeniu dochodowym przybliżone za pomocą rozkładu ceny całkowitej mieszkania, tylko w niewielkim stopniu wpływają na zróżnicowanie oceny poszczególnych charakterystyk mieszkaniowych. Pomimo, że model ceny całkowitej powinien lepiej odzwierciedlać zróżnicowanie dochodów niż model ceny jednostkowej mieszkania, badanie daje bardzo zbliżone wyniki do poprzednich. Na tej podstawie można twierdzić, że lokalizacja, która w najwyższym stopniu kształtuje zarówno cenę całkowitą, jak i

jednostkową mieszkania, jest jednocześnie różnie wyceniana przez nabywców z różnych grup dochodowych. Należy podkreślić, że utożsamianie rozkładu dochodów z rozkładem ceny całkowitej ma wyłącznie charakter przybliżenia, i można wyobrazić sobie wiele sytuacji, w których rozkłady te nie są tożsame. Dzieje się tak, gdy np. z powodu preferencji nabywców silniej działa efekt substytucyjny niż dochodowy. Dokładne badanie dochodów nabywców mieszkań pozwoliłoby w sposób bardziej precyzyjny odpowiedzieć na postawione w pracy pytanie badawcze.

Bibliografia:

1. Bayer P., McMillan R., Rueben K., *An equilibrium model of sorting in an urban housing market*, NBER Working Paper 2004, No 10865.
2. Epple D., *Hedonic prices and implicit markets: estimating demand and supply functions for differentiated products*, "The Journal of Political Economy", 1987, Vol. 95, No. 1, pp. 59-80.
3. Gould W.W., *Quantile Regression with Bootstrapped Standard Errors*, "Stata Technical Bulletin", 1992, 9, pp. 19-21.
4. Gould W.W., *Interquantile and Simultaneous-Quantile Regression*, "Stata Technical Bulletin", 1997, 38, pp. 14-22.
5. Koenker R., Bassett G., *Regression Quantiles*, "Econometrica", 1978, 46, pp. 33-50.
6. Lancaster, K.J., *A new approach to consumer theory*, "The Journal of Political Economy", 1966, 74 (2), pp. 132-157.
7. Liao W., Wang X., *Hedonic house prices and spatial quantile regression*, Institute of Real Estate Studies Working Paper Series, Singapore 2010.
8. Malpezzi S., *Hedonic pricing models: a selective and applied review*, The Center for Urban Land Economics Research, The University of Wisconsin, 2002.
9. Narula S., Wellington J., *The Minimum Sum of Absolute Errors Regression: A State of the Art Survey*, "International Statistics Review", 1982, 50, No. 3.
10. Powell J., *Censored regression quantiles*, "Journal of Econometrics", 1986, 32, pp. 143-155.
11. Rosen S., *Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition*, "The Journal of Political Economy", 1974, Vol. 82, No. 1, pp. 34-55.
12. Tomczyk E., Widłak M., *Konstrukcja i własności hedonicznego indeksu cen mieszkań dla Warszawy*, „Bank i Kredyt”, 2010, nr 1.
13. Widłak M., Tomczyk E., *Measuring price dynamic: evidence from the Warsaw housing market*, "Journal of European Real Estate Research", 2010, Vol. 3 No 3.
14. Widłak M., *Metody wyznaczania hedonicznych indeksów cen jako sposób kontroli zmian jakości dóbr*, „Wiadomości Statystyczne” nr 9, Warszawa 2010.
15. Widłak M., Nehrebecka N., *Zróżnicowanie cen mieszkań i ich dynamiki – ujęcie regresji kwantylowej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 5, Warszawa 2011.
16. Zietz E.N., Zietz J., Sirmans S.G., *Determinants of house prices: a quantile regression approach*, "Journal of Real Estate Finance and Economics", 2008, 37, pp. 317-333.

Dr **Natalia Nehrebecka**, Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego, Departament Statystyki, Narodowy Bank Polski.
 Mgr **Marta Widłak**, Instytut Ekonomiczny, Narodowy Bank Polski.