Uniwersytet Warszawski Wydział Nauk Ekonomicznych

Marta Pleń

Nr albumu: 442060

Analiza czynników determinujących ceny mieszkań na rynku wtórnym w Polsce.

Praca przygotowana

w ramach ćwiczeń z Ekonometrii.

Koordynator przedmiotu: dr Kateryna Zabarina

SPIS TREŚCI

1.	Wstęp	2
2.	Przegląd literatury	3
3.	Hipotezy	6
4.	Opis zbioru danych	6
5.	Analiza statystyczna zmiennych	9
	5.1 Analiza zmiennej zależnej	9
	5.2 Analiza zmiennych niezależnych ciągłych	11
	5.3 Analiza zmiennych zależnych zero – jedynkowych	22
6.	Estymacja modelu	23
	6.1 Model pierwotny	23
	6.2 Testy diagnostyczne	27
	6.3 Model ostateczny	29
7.	Interpretacja wyników	31
8.	Weryfikacja hipotez	35
9.	Problemy z danymi	37
10	. Wnioski	40
Bi	bliografia	42

1. Wstęp

Ceny mieszkań są tematem wieloaspektowym, dającym się badać zarówno z perspektywy makro, jak i mikroekonomicznej. Podczas gdy analizy makroekonomiczne często podkreślają krajowe trendy i skutki polityki, perspektywa mikroekonomiczna skupia się na indywidualnych determinantach kształtujących wartość nieruchomości. W tym raporcie zawężę swoją uwagę do poziomu mikroekonomicznego, mając na celu zbadanie skomplikowanych relacji pomiędzy różnymi czynnikami a cenami mieszkań na rynku wtórnym.

W kontekście rosnącej w ostatanich latach luki podażowej mieszkań w Polsce, szczególnie napędzanej rządowymi programami i czynnikami zewnętrznymi np. pandemią COVID-19 czy wojną w Ukrainie, dynamika rynku nieruchomości zajmuje istotne miejsce w dyskursie krajowym. Gwałtowny wzrost popytu spowodował wyraźną tendencję wzrostową cen mieszkań, co skłoniło konsumentów do zmierzenia się z wyzwaniem dostosowania swoich preferencji mieszkaniowych do realiów gospodarczych. W miarę jak w Polsce zachodzą zmiany sytuacji na rynku nieruchomości oraz warunków gospodarczych, zrozumienie czynników wpływających na ceny mieszkań staje się coraz większą koniecznością zarówno dla właścicieli domów, inwestorów, jak i badaczy.

Wielu aspirujących właścicieli nieruchomości znajduje się w sytuacji, w której marzenie o posiadaniu idealnego mieszkania często krzyżuje się z ograniczeniami związanymi z przystępną ceną. W odpowiedzi na rosnące ceny konsumenci zmuszeni są ponownie skalibrować swoje preferencje mieszkaniowe, decydując się na bardziej pragmatyczne wybory, które odpowiadają ich ograniczeniom budżetowym.

Celem niniejszego raportu jest próba rozkwikłania zawiłej sieci czynników wpływających na ceny mieszkań na rynku wtórnym w największych miastach w Polsce. Badanie ma na celu wyjaśnienie, w jaki sposób charakterystyka nieruchomości, udogodnienia i aspekty lokalizacyjne wpływają na różnice w ofertach. Wykorzystując klasyczny model regresji liniowej, postaram się określić konkretne czynniki, które mogą mieć istotny wpływ na ceny mieszkań.

-

¹ Raport PwC, 2021

2. Przegląd literatury

Dynamika rynków nieruchomości mieszkalnych od dawna jest przedmiotem żywego zainteresowania i analizy. Literatura dotycząca cen mieszkań jest obszerna i różnorodna, co świadczy o złożoności tego zjawiska. Częstą metodą wykorzystywaną w tego typu badaniach są hedoniczne modele cenowe, które oparte są głównie na teorii zachowań konsumentów Lancastera. Stwierdził on, że to nie samo dobro kreuje jego użyteczność, ale indywidualne cechy, które je charakteryzują.² Ponadto "mieszkanie" jest wielowymiarowym i heterogenicznym dobrem³, a jego analizę można podzielić na kilka części: charakterystykę samego lokalu oraz charakterystykę lokalizacji, a w tym okolicy/sąsiedztwa i dostępności. Przy czym ze względu na nieruchomość mieszkań, ta druga kwestia jest szczególnie istotna.⁴

W swoim przeglądzie modeli hedonicznych dotyczących rynku mieszkaniowego, Anthony Owusu-Ansah omawia zastosowanie modeli parametrycznych m.in. MNK i WMNK, gdzie krzywa regresji hedonicznej pokazuje związek między zmienną zależną (w tym przypadku ceną domu) a zmienną niezależną lub objaśniającą (cechą mieszkania, np. liczbą sypialni). Analizuje on także inne modele nieparametryczne i półparametryczne. Szeroko wykorzystywana w hedonicznej analizie cen jest logarytmiczna postać zmiennej objaśnianej, co podkreślano w licznych badaniach. Szczególnie dlatego, iż ułatwia ona interpretację współczynników regresji oraz pomaga zminimalizować problem heteroskedastyczności reszt.⁵

Dirk Wittowsky, Josje Hoekveld, Janina Welsch i Michael Steier podjęli się szerokiej analizy cen mieszkań w Dortmundzie, biorąc pod uwagę ich cechy, dostępność do różnych punktów i dóbr publicznych oraz wpływ sąsiedztwa. W tym celu wykorzystali zwykłą metodę najmniejszych kwadratów oraz modele przestrzenne (*spatial lag models*), które okzały się bardziej efektywne, gdyż uwzględniały oddziaływanie cen mieszkań sąsiednich, a co za tym idzie zapobiegały przeszacowaniu wpływu pozostałych zmiennych. ⁶

Jeśli chodzi o charakterystykę mieszkań, to ich stan wykazał stosunkowo wysokie współczynniki na tle pozostałych zmiennych niezależnych. Istotna była także liczba pokoi, choć relacja ta była ujemna: im więcej pokoi, tym niższa cena – co może być dość

² Lancaster, 1966

³ Bourne, 1981

⁴ Wittowsky et al., 2020

⁵ Anthony Owusu-Ansah, 2011

⁶ Wittowsky et al., 2020

nieoczekiwanym rezultatem. Wielkość powierzchni mieszkalnej była dodatnio skorelowana z ceną mieszkania, ale okazała się istotna jedynie w przypadku mieszkań własnościowych.

Z badań wynika również, że ważne są usługi dostępne w niewielkiej odległości od mieszkania. Jednak tylko dwa udogodnienia pozytywnie korelują z cenami mieszkań: restauracje i parki. Zgodnie z przewidywaniami autorów, najważniejsze czynniki są bezpośrednio związane ze stanem mieszkań, niezależnie od ich typu.⁷

Analiza rynku mieszkaniowego w Turynie, zaprezentowana przez Luca D'Acci, pokazuje, jak w zależności od obszaru miasta, wartość domu wzrasta/maleje, nawet wśród terenów zlokalizowanych dość blisko siebie. Wyniki badania wskazują m.in., że wartość nieruchomości spada o 0,23% na każdy 1% wzrostu odległości od centrum miasta. Koszty pieniężne zakupu mieszkania, czas i transport oraz korzyści jakościowe wynikające z charakterystyki danego miejsca odgrywają główną rolę w procesach decyzyjnych gospodarstw domowych przy wyborze mieszkań.⁸

Do podobnych wniosków dochodzą również Emilia Tomczyk i Marta Widłak w swojej pracy na podstawie danych na temat transakcji zawieranych na warszawskim rynku wtórnym, w której poświęcają uwagę konstrukcji różnych modeli hedonicznego indeksu cen. Z modelu oszacowanego metodą imputacji⁹ wynika, że lokalizacja mieszkania w dobrej dzielnicy Warszawy podnosi cenę metra kwadratowego o około 29% w porównaniu z mieszkaniem o przeciętnej lokalizacji.

Autorki wnioskują także, że mieszkania bardzo duże są droższe od mieszkań małych i średnich, co pokazuje, że powierzchnnia ma istotny wpływ na cenę nieruchomości. Ponadto mieszkania o wysokim standardzie wyposażenia są droższe od mieszkań o przeciętnym standardzie średnio o 9%, natomiast niski standard zaniża cenę całkowitą o około 6% w stosunku do standardu przeciętnego.¹⁰

Alastair Adair , Stanley McGreal , Austin Smyth , James Cooper i Tim Ryley wskazują jednak, że dostępność do "punktów centralnych" takich jak Central Business District (CBD) ma niewielkie znaczenie w wyjaśnianiu zmian cen domów w skali całego miasta. Jedynie na poziomie subrynkowym, szczególnie na obszarach o niższych dochodach, dostępność może

4

⁷ Wittowsky et al., 2020

⁸ Luca D'Acci, 2018

⁹ Imputacja – sztuczne wstawienie pewnych wartości do tabeli danych. Na ogół imputacja jest wykonywana w celu usunięcia tzw. braków danych.

¹⁰ Tomczyk, Widłak 2010

mieć istotny wpływ. W artykule skupiono się na czynnikach wpływających na strukturę cen nieruchomości mieszkalnych na obszarze miejskim Belfastu, badając cechy nieruchomości, czynniki społeczno-ekonomicznych i wpływ dostępności. Analiza podkreśla znaczenie badań na poziomie subrynku i wyciąga wnioski dotyczące złożoności relacji w obrębie obszaru miejskiego.¹¹

Badanie Katarzyny Małeckiej dla wtórnego rynku mieszkaniowego w Łodzi potwierdziło związek cen mieszkań z ich lokalizacją oraz powierzchnią. Dzielnicą, w której mieszkania uzyskały cenę powyżej średniej ceny w Łodzi było m.in. Śródmieście. Ponadto autorka stwierdza w swoim artykule, że im bardziej rozwinięty dany rynek nieruchomości, tym więcej atrybutów ma wpływ na kształtowanie się cen na tym rynku.¹²

Jak pokazuje dotychczasowa literatura, dostęp do instytucji publicznych, np. szkół czy przedszkoli ma znaczący wpływ na ceny nieruchomości. Haizhen Wen, Yue Xiao i Ling Zhang wykorzytsali dane na temat mieszkań i placówek oświatowych w Hangzhou w Chinach do opracowania hedonicznych i przestrzennych modeli cen w celu ilościowej oceny wpływu placówek oświatowych na ceny mieszkań.

Placówki edukacyjne mają pozytywny wpływ na cenę mieszkań, a wyniki badania ukazują znaczenie placówek edukacyjnych na rynku mieszkaniowym w Chinach. Cena wzrasta średnio o 2,737% lub 0,904%, gdy dom znajduje się w odległości mniejszej niż 1 km od szkoły średniej lub uczelni. Jednakże różne rodzaje placówek edukacyjnych mają inny poziom oddziaływania na cenę mieszkań, a mieszkańcy są skłonni płacić więcej za dostęp do wysokiej jakości placówek edukacyjnych. Bliskość okolicznych przedszkoli, liceów i uniwersytetów zwiększa ceny domów. Autorzy wskazują jednak, że tradycyjny model hedoniczny przeszacowuje dodatni efekt placówek oświatowych, a wyeliminować ten problem pomaga zastosowanie przestrzennych modeli ekonometrycznych.¹³

W artykule autorstwa Joseph T.L. Ooi, Thao T.T. Le i Nai-Jia Lee zbadano wpływ jakości wykonania i konstrukcji nowych mieszkań na cenę ich sprzedaży i wzrost wartości. Do pomiaru jakości budownictwa w Singapurze wykorzystano System Oceny Jakości Budownictwa (CONQUAS). Znaleziono istotne dowody na to, że cena sprzedaży i stopa wzrostu są w istotny sposób powiązane z jakością konstrukcji nowych domów. Co szczególnie ciekawe, premia

¹¹ Adair et al., 2000

¹² Małecka, 2009

¹³ Wen et al., 2017

"jakościowa" występuje zarówno na rynku pierwotnym, jak i wtórnym, a wpływ jakości na rynku odsprzedaży jest prawie dwukrotnie większy niż na rynku przedsprzedaży. Atorzy stwierdzają, że nabywcy, którzy zapłacili wysoką cenę za domy dobrej jakości, mogą przynajmniej odzyskać premię za jakość konstrukcji, gdy odsprzedają domy na rynku wtórnym.¹⁴

3. Hipotezy

W celu przeprowadzenia analizy czynników mogących mieć wpływ na ceny mieszkań w polskich miastach, zdecydowałam się na postawienie przedstawionych poniżej hipotez. Bazują one na dotychczasowej literaturze oraz własnych przypuszczeniach.

H1: Powierzchnia mieszkania jest istotna i dodatnio skorelowana z ceną – mieszkania duże są średnio droższe od mniejszych.

H2: Liczba pokojów jest istotna i ujemnie skorelowana z ceną – mieszkania z dużą liczbą pokojów są średnio tańsze od tych z mniejszą liczbą.

H3: Stan/kondycja mieszkania ma istotny, dodatni wpływ na jego cenę.

H4: Ceny mieszkań różnią się w zależności od dostępności do istotonych dla mieszkańców punktów, w szczególności placówek edukacyjnych i restauracji.

H5: Włsność mieszkania ma istotny wpływ na jego cenę.

H6: Mieszkania wykonane z lepszego jakościowo materiału (cegła) są średnio droższe od tych zbudowanych z innych materiałów.

H7: Mieszkania na najniższym piętrze są najdroższe, a mieszkania na najwyższym piętrze są najtańsze.

H8: Obecność udogodnień takich jak miejsce parkingowe, winda, balkon, ochrona czy schowek ma istotny wpływ na cenę i jest z nią dodatnio skorelowana.

H9: Wiek mieszkania jest ujemnie skorelowany z ceną – im starsze mieszkanie, tym średnio tańsze.

H10: Mieszkania w stolicy są średnio droższe niż mieszkania w innych miastach.

-

¹⁴ T.L. Ooi et al., 2014

4. Opis zbioru danych

Wykorzystana w pracy baza danych pochodzi z platformy Kaggle.com i została utworzona przez Krzysztofa Jamroza na podstawie interenetowych ofert sprzedaży mieszkań z 15 największych miast w Polsce (Warszawa, Łódź, Kraków, Wrocław, Poznań, Gdańsk, Szczecin, Bydgoszcz, Lublin, Katowice, Białystok, Częstochowa). Dodatkowo uwzględnia ona także dane pochodzące z Open Street Map, które dotyczą odległości danej nieruchomości od tzw. *points of interest*. Zebrane obserwacje obserwacje pochodzą z okresu od sierpnia do grudnia 2023 roku.

Na potrzeby utworzenia modelu ekonometrycznego baza poddana została oczyszczeniu z brakujących lub niepotrzebnych wartości oraz przeszkształceniu niektórych zmiennych. Ostateczna próba użyta do estymacji modelu objęła **2094 obserwacji**. Baza danych zawiera zmienne typu ciągłego jak i zmienne zero-jedynkowe (Tabela 1.).

NAZWA ZMIENNEJ	OPIS ZMIENNEJ	TYP ZMIENNEJ
id	Numer identyfikacyjny danego mieszkania.	-
price	Cena w złotówkach.	Ciągła
squareMeters	Powierzchnia w metrach kwadratowych.	Ciągła
rooms: rooms1, rooms2, rooms3	Liczba pokojów podzielona na trzy poziomy. rooms1: 1–2 pokoje rooms2: 3-4 pokoje rooms3: 5-6 pokojów	Zero – jedynkowa (dummy variables)
centreDistance	Odległość od centrum miasta w metrach.	Ciągła
schoolDistance	Odległość od najbliższej szkoły w metrach.	Ciągła
clinicDistance	Odległość od najbliższej przychodni w metrach.	Ciągła
kindergartenDistance	Odległość od najblizszego przedszkola w metrach.	Ciągła
restaurantDistance	Odległość od najbliższej restauracji w metrach.	Ciągła
collegeDistance	Odległość od najbliższej szkoły wyższej w metrach.	Ciągła
pharmacyDistance	Odległość od najblższej apteki w metrach.	Ciągła

NAZWA ZMIENNEJ	OPIS ZMIENNEJ	TYP ZMIENNEJ
ownership	Włsność mieszkania: 1 - Własnościowe 0 - Spółdzielcze	Zero - jedynkowa
condition	Stan mieszkania: 1 – wysoki 0 - niski	Zero - jedynkowa
buildingMaterial	Materiał budowlany: 1 – cegła 0 – inne	Zero - jedynkowa
hasParkingSpace	Miejsce parkingowe: 1 – posiada 0 – nie posiada	Zero - jedynkowa
hasBalcony	Balkon: 1 – posiada 0 – nie posiada	Zero - jedynkowa
hasElevator	Winda: 1 – posiada 0 – nie posiada	Zero - jedynkowa
hasSecurity	Ochrona: 1 – posiada 0 – nie posiada	Zero - jedynkowa
hasStorageRoom	Schowek: 1 – posiada 0 – nie posiada	Zero - jedynkowa
first_floor	Najniższe piętro: 1 – tak 0 – inne piętro	Zero - jedynkowa
top_floor	Najwyższe piętro: 1 – tak 0 – inne piętro	Zero - jedynkowa
age	Wiek mieszkania w latach.	Ciągła
Building type: block	Mieszkanie w bloku: 1 – tak 0 - nie	Zero - jedynkowa
Building type: apartmentB	Mieszkanie w apartamentowcu: 1 – tak 0 - nie	Zero - jedynkowa
Building type: tenement	Mieszkanie w kamienicy: 1 – tak 0 - nie	Zero - jedynkowa
stolica	Mieszkanie w Warszawie: 1 – tak 0 - nie	Zero - jedynkowa

Tabela 1. Wykaz zmiennych w bazie danych. Opracowanie własne.

5. Analiza statystyczna zmiennych

5.1 Zmienna zależna

Zmienną zależną w badaniu jest zmienna *price*, czyli cena mieszkania podana w złotówkach. Maksymalna cena mieszkania w bazie wyniosła 3,2 mln zł, a minimalna 187 tysięcy złotych. Średnia cena mieszkań uplasowała się na poziomie 832104 zł. Ponadto 25% nieruchomości kosztowało mniej niż 536500 złotych, a 75% mniej niż 999000 zł (Tabela 2.).

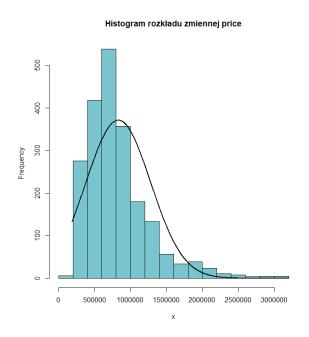
Minimum	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Maximum
187000.00	536500.00	730000.00	832104.00	999000.00	3200000.00

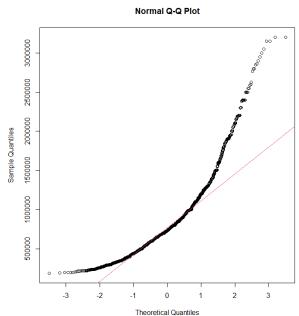
Tabela 2. Podstawowe statystyki dla zmiennej price. Opracowanie własne.

Rozkład zmiennej *price* znacząco odbiega od rozkładu normalnego, co potwierdza histogram z linią rozkładu normalnego oraz wykres Normal Q-Q Plot. Można wyraźnie zauważyć asymetrię prawostronną rozkładu. Wynik przeprowadzonego testu Jarque – Bera również pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej o normalności rozkładu zmiennej *price* (p-value < 5%).

Na podstawie literatury, która wskazuje na użycie w podobnych modelach ceny mieszkań w postaci zlogarytmowanej oraz własnej analizy zmiennej *price*, zdecydowałam się na uwzględnienie w swoim badaniu tejże zmiennej w logarytmie: log(price). Poprawiło to znacząco histogram rozkładu – jest on dużo bardziej zbliżony do linii rozkładu normalnego, a także wykres Normal Q-Q plot – kwantyle z próbki mniej odbiegają od linii teoretycznego rozkładu.

Rozkład zmiennej price





Jarque - Bera Normalality Test

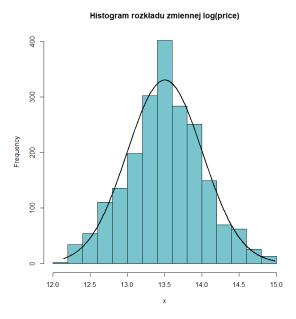
Test Results: STATISTIC:

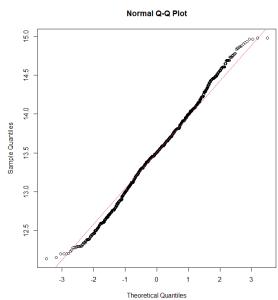
X-squared: 2440.9719

P VALUE:

Asymptotic p Value: < 0.0000000000000022

Rozkład zmiennej log(price):





5.2 Zmienne niezależne ciągłe

Pierwszą analizowaną ciągłą zmienną objaśniającą jest powierzchnia mieszkania w metrach kwadratowych, czyli zmienna *squareMeters*. Najmniejsze mieszkanie w bazie miało zaledwie 25 m², natomiast największe charakteryzowało się metrażem aż 150 m². Średnia powierzchnia lokalu wyniosła 61,44 m², przy czym jednocześnie nawet 75% mieszkań było mniejszych niż 73 m² (Tabela 3.)

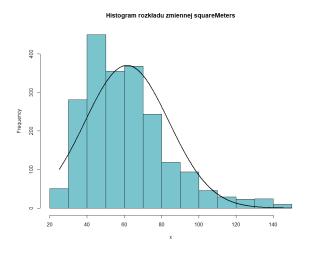
Minimum	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Maximum
25.00	45.51	57.22	61.44	73.00	150.00

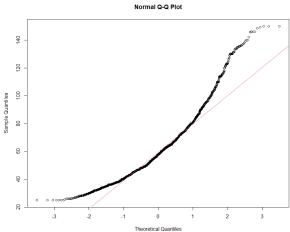
Tabela 3. Podstawowe statystyki dla zmiennej squareMeters. Opracowanie własne.

Powierzchnia mieszkań ma, jak wskazuje histogram oraz wykres Normal Q-Q plot, rozkład asymetryczny prawostronny. Również potwerdza to wynik testu Jarque – Bera, którego p-value było bliskie zera i przy założonym poziomie istotności 5% pozwala na odrzucenie hipotezy o normalności rozkładu zmiennej *squareMeters*.

Analogicznie do przypadku zmiennej zależnej, a także na podstawie wykresów rozproszeń zmiennej log(price) od zmiennej squareMeters i zmiennej log(price) od log(squareMeters), zdecydowałam się na uwzględnienie w modelu powierzchni mieszkania w postaci zlogarytmowanej. Dzięki temu rozkład zmiennej uległ znacznej poprawie, tak samo jak wykres rozproszenia, co może mieć pozytywny wpływ na poprawność formy funkcyjnej modelu.

Rozkład zmiennej squareMeters:





```
Jarque - Bera Normalality Test
```

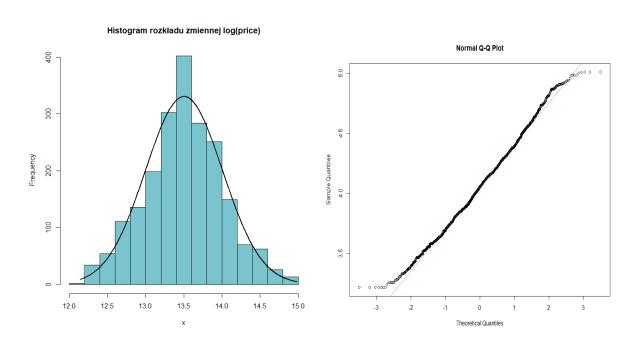
Test Results:

STATISTIC: X-squared: 666.6859

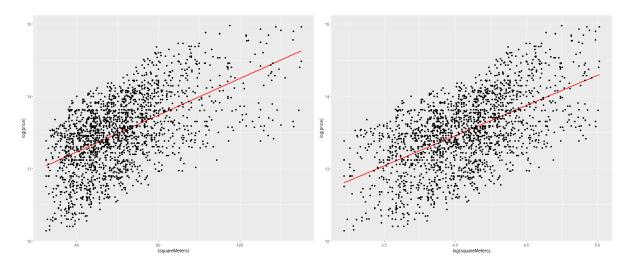
P VALUE:

Asymptotic p Value: < 0.0000000000000022

Rozkład zmiennej log(squareMeters):



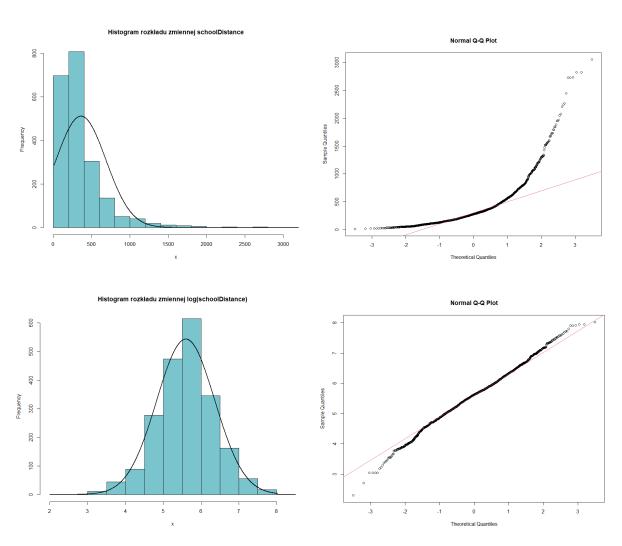
Wykresy rozproszenia:

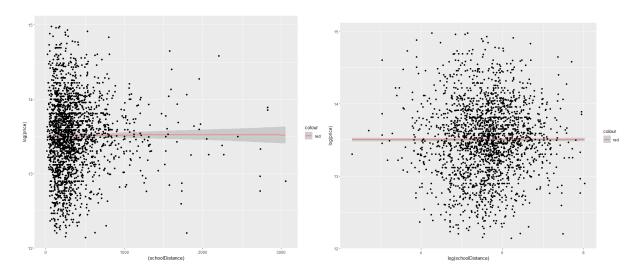


Uwzględnione w analizie zmienne opisujące odległość mieszkania od *points of interest*, czyli istotnych dla mieszkańców miasta punktów (takich jak np. centrum, placówki edukacyjne, instytucje publiczne czy restauracje) również mają charakter ciągły i są wyrażone w metrach.

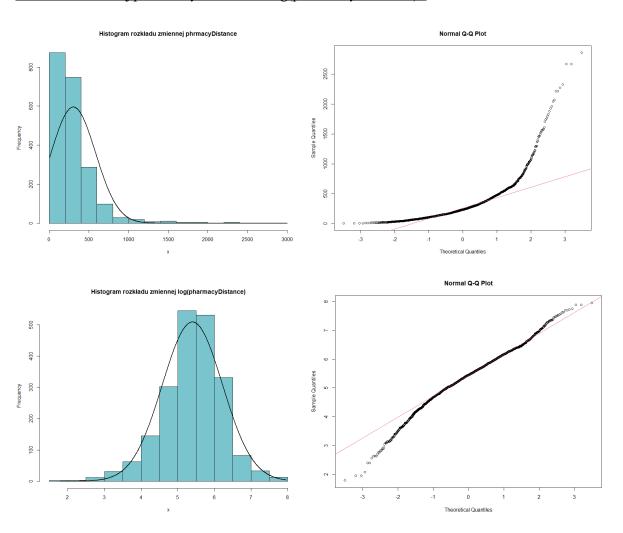
Każda z tych zmiennych poddana została analizie rozkładu, na podstawie histogramów rozkładu, wykresów Normal Q-Q plot oraz wykresów rozproszenia ze zmienną log(price), a także testom Jarque-Bera na normalność rozkładu. Wszystkie te zmienne zdecydowałam się uwzględnić w modelu w postaci zlograytmowanej, co w większości przypadków znacząco zbliżyło ich rozkład do rozkładu normalnego i poprawiło wykres rozproszenia. Wyjątkami okazały się zmienne *centreDistance* i *postOfficeDistance*, gdzie zlogarytmowanie nie zrobiło znaczącej różnicy, jednak ułatwiło późniejszą interpretację wyników estymacji.

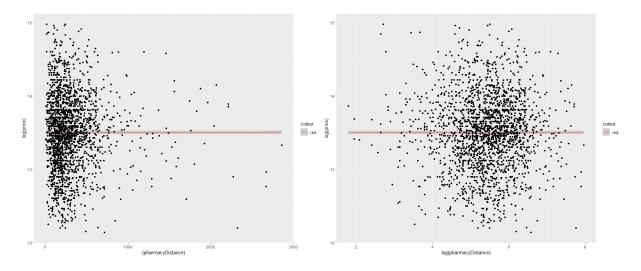
Rozkład zmiennej schoolDistance i log(schoolDistance):



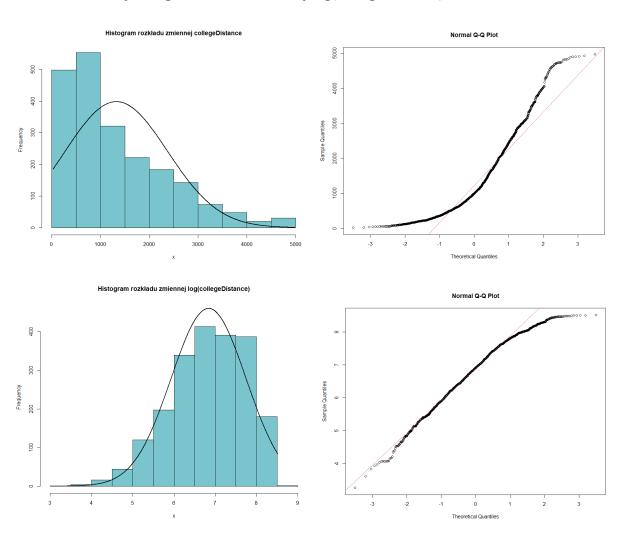


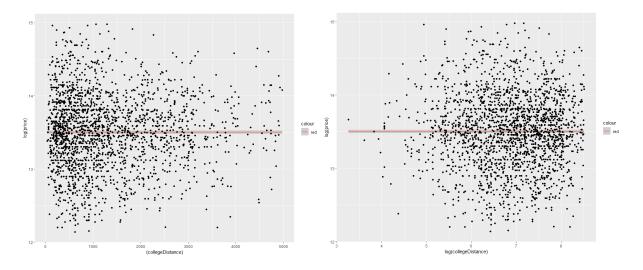
Rozkład zmiennej pharmacyDistance i log(pharmacyDistance):



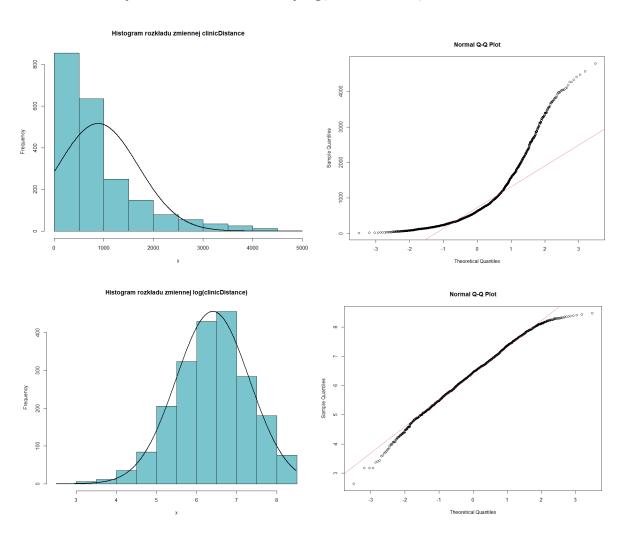


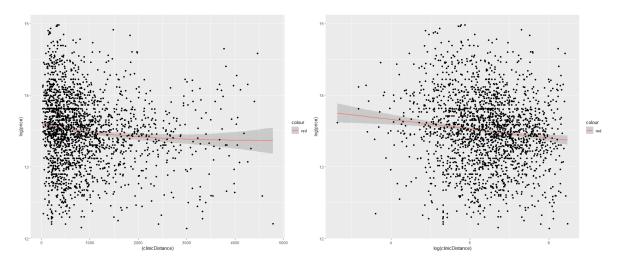
Rozkład zmiennej collegeDistance i zmiennej log(collegeDistance):



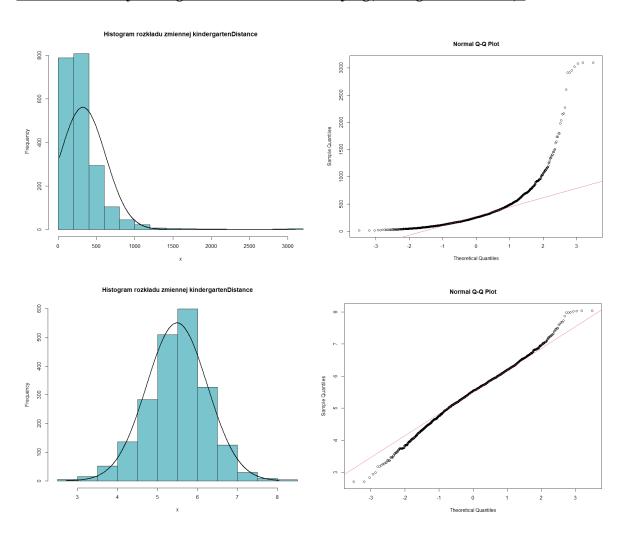


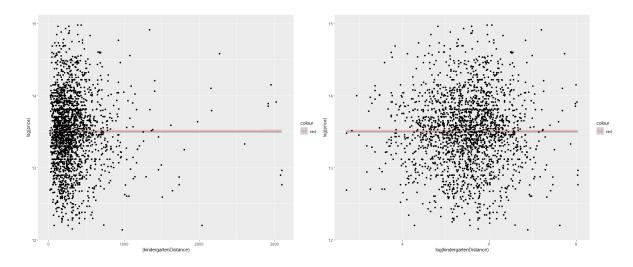
Rozkład zmiennej clinicDistance i zmiennej log(clinicDistance):



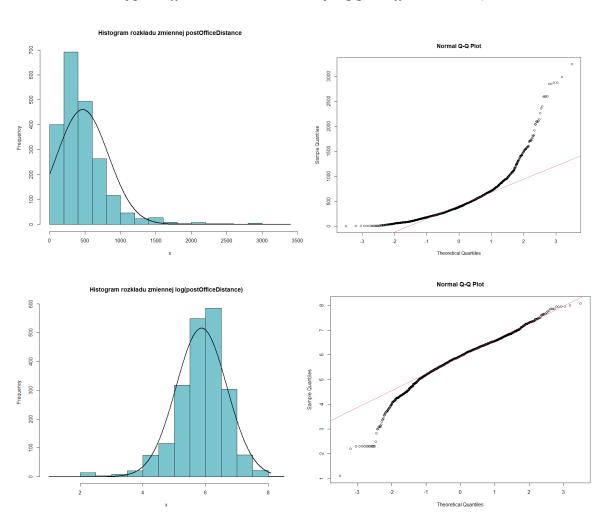


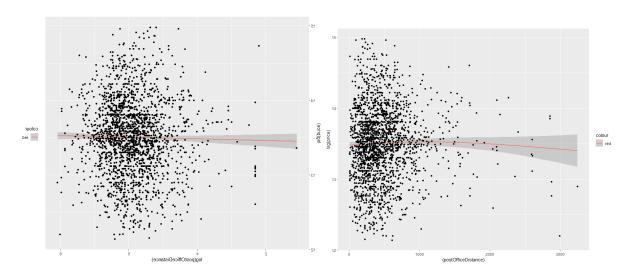
Rozkład zmiennej kindergartenDistance i zmiennej log(kidenrgartenDistance):



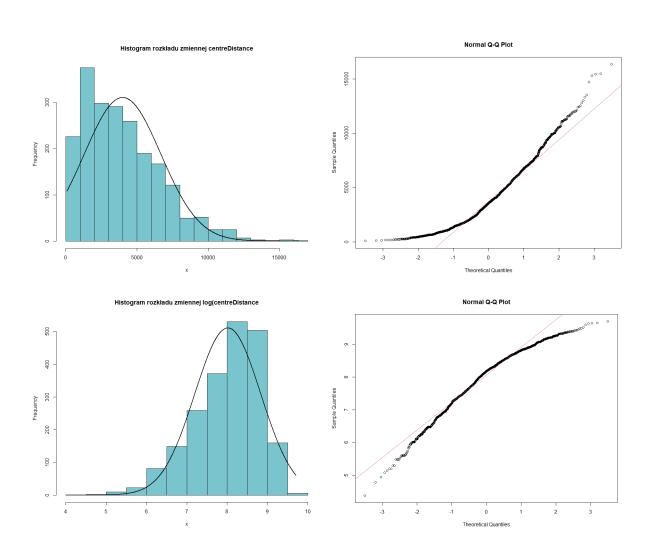


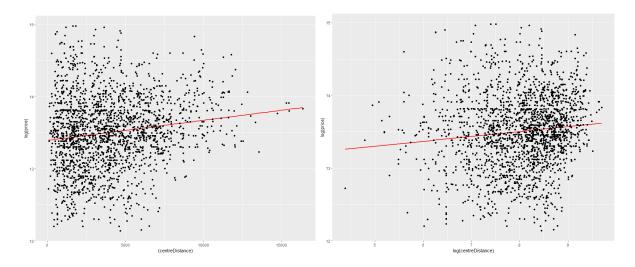
Rozkład zmiennej postOfficeDistance i zmiennej log(postOfficeDistance):





Rozkład zmiennej centreDistance i log(centreDistance):





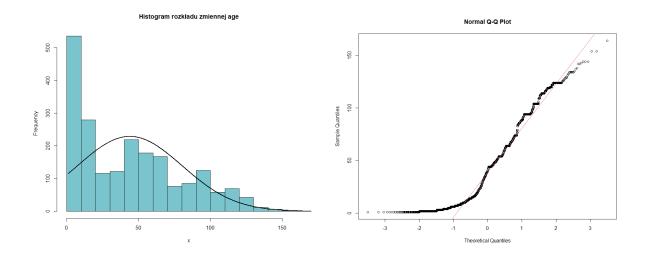
Wiek mieszkania również został tutaj potraktowany jako zmienna ciągła – *age*. Oferty uwzględnione w bazie danych obejmowały wyłącznie rynek wtórny, zatem minimalny wiek mieszkania wyniósł 1 rok. Najstarsze mieszkanie liczyło natomiast aż 164 lata i jak można się spodziewać, była to kamienica. Przeciętny lokal miał 43,86 lat. 25% mieszkań wybudowane zostało mniej niż dekadę temu, a trzy czwarte mieszkań mniej niż 67 lat temu.

Minimum	1st Qu.	Median	Mean	3rd Qu.	Maximum
1.00	10.00	40.00	43.86	67.00	164.00

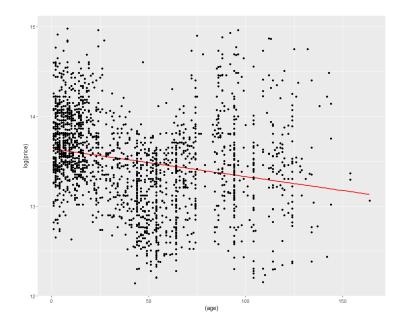
Tabela 4. Podstawowe statystyki dla zmiennej age. Opracowanie własne.

Na rynku występuje zatem znaczna przewaga mieszkań młodych, szczególnie 10-20 letnich, co bardzo dobrze widać na histogramie rozkładu zmiennej age. Wynik testu Jarque – Bera (p-value <5%) wskazuje na konieczność odrzucenia hipotezy o normalności rozkładu zmiennej *age*. Niestety podjęte próby "polepszenia" sytuacji, poprzez przekształcanie zmiennej również okazały się nieskuteczne.

Rozkład zmiennej age:



Wykres rozproszenia:



5.3 Zmienne niezależne zero – jedynkowe

W modelu zawarte są dwie charakterystyki mieszkań, które opisane są za pomocą tzw. dummy variables: typ budownictwa oraz liczba pokojów. Aby wykluczyć problem liniowej zależności poszczególnych kategorii tych zmiennych konieczne było ustalenie ich poziomów bazowych. Zazwyczaj w tym celu wybierane są grupy najmniej lub najbardziej liczne, ja zdecydowałam się na wybranie tych drugich. Najobszerniejszą kategorią, jeśli chodzi o zmienną building type była grupa mieszkań zlokalizowanych w zwykłych blokach mieszkalnych – 908 obserwacji. Jako poziom bazowy liczby pokojów przyjęłam kategorię, zawierającą mieszkania 3 – 4 pokojowe - liczącą 1074 obserwacje.

Wśród badanych lokali mieszkaniowych większość jest własnościowa i w dobrym stanie. Ponadto przeważajaca część z nich nie znajduje się ani na parterze ani na najwyższym piętrze. Lekko powyżej połowa mieszkań może pochwalić się obecnością takich udogodnień jak winda czy balkon, a dużo z nich (ale mniej niż połowa) ma także miejsce parkingowe. Tylko nieliczne domy objęte są opieką firm ochroniarskich, co raczej nie jest zaskakujące, szczególnie na starszych osiedlach. Warto zwrócić uwagę na fakt, iż ponad ¼ badanych ofert pochodzi z Warszawy (Tabela 5.)

ZMIENNA	LICZEBNOŚĆ DLA WARTOŚCI: 1	LICZEBNOŚĆ DLA WARTOŚCI: 0
ownership	1802	292
condition	1367	727
hasParkingSpace	868	1226
hasBalcony	1245	849
hasElevator	1129	965
hasSecurity	95	1999
hasStorageRoom	1038	1056
first_floor	397	1697
top_floor	435	1659
stolica	631	1463
	LICZEBNOŚCI DLA DUMMY VARIA	ABLES
	block:	908
building type	apartmen	tB: 697
	tenement	: 489
	rooms1:	933
rooms	rooms2:	1074
	rooms3:	87

Tabela 5. Liczebności dla zmiennych 0-1. Opracowanie własne.

6. Estymacja modelu

6.1 Model pierwotny

Analizę zależności zmiennej *price* od zmiennych objaśniających rozpoczęłam od doprowadzenia modelu regresji liniowej do poprawnej formy funkcyjnej oraz zbadania, czy nie występuje współliniowość między czynnikiami. W przeprowadzonych testach przyjęty poziom ufności to 5%.

Model pierwszy (model 1 w Tabeli 6.) zawierał prawie wszystkie zmienne w wybranych wcześniej formach, jednak jeszcze bez interkacji i uwzględnienia oddzielnej kategorii dla mieszkań ze stolicy. Wskaźnik R^2 wyniósł 64,3%, co oznaczało, że model ten wyjaśniał 64,3% zmienności cen mieszkań w logarytmie. Wynik testu RESET, z p–value znacznie większym niż 5%, pozwolił na nie odrzucenie hipotezy o liniowości formy funkcyjnej. Spełnione zostało zatem pierwsze założenie Klasycznego Modelu Regresji Liniowej.

```
RESET test

data: model1

RESET = 0.14829, df1 = 2, df2 = 2067, p-value = 0.8622
```

Następnie w celu sprawdzenia, czy konieczne jest uwzględnienie zmiennej *stolica* w regresji, przeprowadziłam test Chowa. Jego ideą jest porównanie, czy parametry modelu zmieniają się między dwoma lub więcej podgrupami danych. Wynik testu był jednoznaczy: p-value na poziomie biliskim zera wskazywało na konieczność odrzucenia hipotezy zerowej o stabilności parametrów między próbą mieszkań ze stolicy, a próbą spoza Warszawy. Zdecydowałam się więc na włączenie do modelu zmiennej *stolica* (model 2 w Tabeli 6.). Model drugi przeszedł również test RESET.

```
RESET test

data: model2

RESET = 1.0663, df1 = 2, df2 = 2066, p-value = 0.3445
```

Kolejnym istotnym aspektem przy tworzeniu modelu regresji liniowej jest współliniowość zmiennych objaśniających. To zjawisko, w którym dwie lub więcej zmiennych niezależnych w modelu są silnie skorelowane, co może prowadzić do problemów interpretacyjnych. Współliniowość może sprawić, że ocena oddziaływania poszczególnych zmiennych staje się trudna, a estymatory parametrów stają się nieprecyzyjne. Aby skontrolować poziom współliniowości zmiennych użyłam wskaźnika Variance Inflation Factor (VIF).

Wartość VIF wyższa niż 5 wskazywałaby bowiem na wysoką współliniowość, a powyżej 10 na konieczność usunięcia skorelowanych zmiennych.

1.487971

Jedynie VIF dla zmiennej *age* okazał się być na poziomie wyższym niż 5, co świadczyło o dość wysokiej korelacji z innymi zmiennymi w modelu. Jednak żadna zmienna nie zakwalifikowała się do usunięcia.

W modelu trzecim (model 3 w Tabeli 6.) zdecydowałam się na uwzględnienie kilku interakcji, które mogły mieć wpływ na badaną zmienną zależną oraz estymacje współczynników:

- Log(centreDistance)*log(squareMeters) mieszkania budowane w centrum miast mogą mieć raczej mniejszą powierzchnię, niż te na obrzeżach, gdzie zaludnienie jest rzedsze, dlatego relacja "cena – bliskość centrum" może być zaburzona przez czynnik jakim jest metraż;
- Log(centreDistance)*hasParkingSpace miejsce parkingowe może być szczególnie
 ważne dla osób dojeżdżających do np. pracy w centrum samochodem, a zatem efekt
 zmiennej centreDistance w połączeniu ze zmienną has ParkingSpace może być
 wzmocniony;
- Log(schoolDistance)*hasParkingSpace osoby zawożące dzieci do szkoły samochodem, czyli mieszkające dalej od szkół, mogą bardziej cenić sobie posiadanie miejsca parkingowego i być w stanie jeszcze więcej zapłacić za mieszkanie;
- Ownership*tenement nabywcy mieszkań w kamienicach często decydują się na ich
 poważne renowacje i remonty, a właściciele mieszkań własnościowych mają większą
 autonomię w podejmowaniu decyzji odnośnie modernizacji swoich lokali niż
 właściciele mieszkań spółdzielczych;

- Log(squareMeters)*condition kondycja i stan mieszkania może być bardzo istotny
 dla nabywców dużych lokali, gdyż większe mieszkania zazwyczaj generują wyższe
 koszty utrzymania, a w związku z tym, jeśli stan techniczny i kondycja mieszkania są
 dobre, właściciel może uniknąć kosztownych napraw i modernizacji w przyszłości;
- Log(centreDistance)*stolica szczególnie w dużych metropoliach dostępność gruntów budowlanych w centrum jest ograniczona, a mieszkania tam są uważane za najbardziej prestiżowe, zatem efekt odległości od centrum może być najbardziej widoczny właśnie w Warszawie.

Model trzeci charakteryzował się zdecydowanie najwyższym skorygowanym R^2 z dotychczasowych modeli oraz wyjaśniał on 73,8% zmienności y (Tabela 6.). W następnej części badania przystąpiłam więc do przeprowadzenia kolejnych testów diagnostycznych w celu sprawdzenia, czy regresja ta spełnia założenia Klasycznego Modelu Regresji Liniowej.

	Dependent variable:				
	(1)	log(price) (2)	(3)		
g(squareMeters)	0.791***	0.775***	0.431***		
	(0.032)	(0.028)	(0.163)		
oms1	-0.010	-0.014	-0.008		
	(0.020)	(0.018)	(0.017)		
poms3	0.025	0.019	0.006		
	(0.037)	(0.033)	(0.032)		
og(centreDistance)	0.157***	0.040***	-0.107		
	(0.011)	(0.011)	(0.083)		
og(schoolDistance)	-0.025**	-0.011	-0.022*		
	(0.011)	(0.009)	(0.012)		
og(clinicDistance)	-0.062***	-0.022***	-0.017**		
	(0.009)	(0.008)	(0.008)		
og(postOfficeDistance)	0.029***	0.015*	0.010		
	(0.010)	(0.009)	(0.008)		
og(kindergartenDistance)	-0.013	0.001	-0.001		
	(0.010)	(0.009)	(0.008)		
og(restaurantDistance)	-0.100***	-0.060***	-0.065***		
	(0.009)	(0.008)	(0.007)		
og(collegeDistance)	-0.056***	-0.049***	-0.048***		
og(pharmacyDistance)	(0.010) -0.011	(0.009) -0.011	(0.008)		
wnership	(0.010)	(0.009)	(0.009)		
uildingMaterial	(0.022)	(0.020)	(0.019)		
	0.121***	0.103***	0.094***		
ondition	(0.023)	(0.020)	(0.020)		
	0.158***	0.168***	0.427***		
asParkingSpace	(0.016)	(0.014)	(0.144)		
	0.026°	0.023*	0.315**		
	(0.015)	(0.014)	(0.131)		
	0.015	0.019	0.022*		
asBalcony	(0.015)	(0.013)	(0.013)		
asElevator	0.227***	0.153***	0.136***		
	(0.018)	(0.016)	(0.017)		
asStorageRoom	-0.003	0.006	-0.003		
	(0.016)	(0.014)	(0.013)		
asSecurity	0.065**	0.007	0.009		
	(0.032)	(0.029)	(0.028)		
irst_floor	0.011	0.025	0.024		
	(0.018)	(0.016)	(0.015)		
pp_floor	-0.031*	-0.028*	-0.033*		
	(0.017)	(0.015)	(0.020)		
ge	-0.002***	-0.002***	-0.001***		
	(0.0004)	(0.0004)	(0.0004)		
partmentB	0.139***	0.143***	0.147***		
	(0.022)	(0.020)	(0.019)		
tenement	0.196***	0.129***	0.245***		
	(0.031)	(0.028)	(0.089)		
stolica		0.364*** (0.016)	1.971*** (0.149)		
hasElevator:top_floor			0.021 (0.029)		
log(squareMeters):log(centreDistance)			0.053*** (0.020)		
log(centreDistance):hasParkingSpace			-0.064*** (0.016)		
log(schoolDistance):hasParkingSpace			0.040**		
ownership:tenement			-0.125 (0.087)		
log(squareMeters):condition			-0.063° (0.035)		
log(centreDistance):stolica			-0.194*** (0.018)		
Constant	10.098***	10.419***	11.368***		
	(0.170)	(0.152)	(0.670)		
 Observations		2,094			
R2 Adjusted R2 Residual Std. Error	0.644 0.640 0.304 (df = 2069)	2,094 0.717 0.714 0.271 (df = 2068) 209.552*** (df = 25; 2068)	0.738 0.734 0.261 (df = 2061)		

Tabela 6. Kolejno wyniki modelu 1, 2 oraz 3.

6.2 Testy diagnostyczne

a) Liniowość formy funkcyjnej

Model trzeci poddany został testowi RESET, którego wynik jednoznacznie pozwolił na przyjęcie H0 o poprawności formy funkcyjnej. P – value wyniosło bowiem 0.8681 przy założonym poziomie istotności 5%.

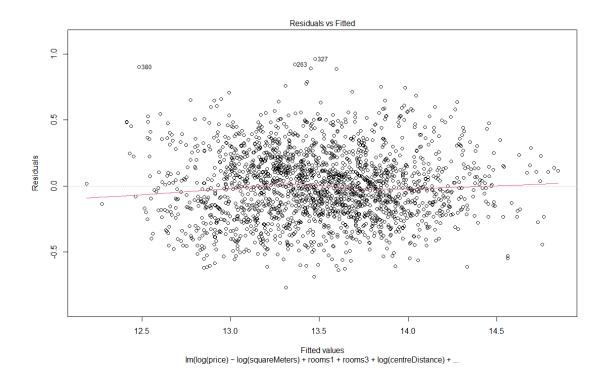
```
RESET test

data: model3

RESET = 0.14146, df1 = 2, df2 = 2059, p-value = 0.8681
```

b) Homoskedastyczność reszt

Stałość wariancji reszt w modelu jest kluczowa, gdyż w przypadku niespełnienia tego warunku błędy standardowe dla współczynników regresji są nieprawidłowe, a co za tym idzie odpowiadające im p-value również. Nie możemy wtedy interpretować parametrów modelu w poprawny sposób, gdyż są one obciążone. Założenie o homoskedastyczności reszt dla modelu 3. sprawdziłam przy pomocy wykresu Residuals vs. Fitted oraz posługując się testem Breuscha – Pagana.



Wykres Residuals vs. Fitted pozwala nam skontrolować, czy w naszym modelu istnieje zależność między resztami a wartościami dopasowanymi. Niestety w tym przypadku wskazywał on na heteroskedastyczność reszt – punkty miały tendencję do skupiania się głównie w środkowej części wykresu, a czerwona linia opadała w dół przy początku osi OX. Potwierdził to także wynik testu Breuscha – Pagana. Wartość p-value bliska zera przesądziła o odrzuceniu hipotezy zerowej o homoskedastyczności reszt.

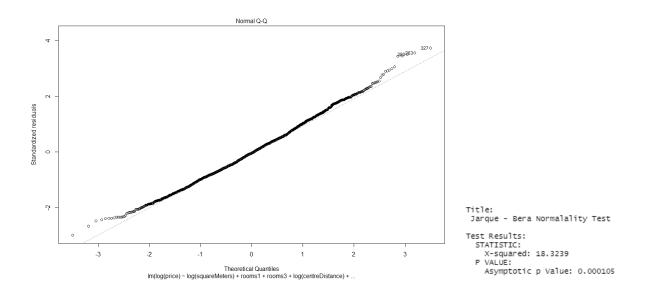
```
Breusch-Pagan test

data: model3
BP = 373.87, df = 32, p-value < 0.00000000000000022
```

c) Normalnosć reszt

Testowanie założenia o normalności reszt jest szczególnie ważne w przypadku badania małej próby obserwacji. W takim przypadku jeśli model nie spełnia tego warunku, to nie możemy użyć standardowego wnioskowania, gdyż statystyki nie mają rozkładu t oraz F.

Do sprawdzenia tego założenia dla modelu trzeciego posłużyłam się wykresem Normal Q-Q Plot oraz testem Jarque – Bera na normalność rozkładu.



Na wykresie Normal Q-Q Plot na osi OX rozmieszczone są kwantyle teoretyczne dla rozkładu normalnego, a na osi OY kwantyle empiryczne reszt. Dla omawianego modelu większość punktów ułożona była na lini przerywanej, poza obserwacjami na końcach osi, które zdecydowanie zaburzyły normalność rozkładu. Świadczył również

o tym wynik testu na normalność Jarque – Bera: p<value = 0.000105 oznaczało konieczność odrzucenia H0 o normalności rozkładu.

Nie był to jednak powód do zmartwienia, gdyż baza danych wzięta do badania obejmowała 2094 obserwacje, co można uznać za wielką próbę. W tym wypadku zawsze możemy korzystać ze standardowego wnioskowania, ze względu na Prawo Wielkich Liczb i Centralne Twierdzenie Graniczne.

6.3 Model ostateczny

Aby rozwiązać występujący w modelu problem heteroskedastyczności reszt i móc w poprawny sposób interpretować parametry zastosowałam macierz odporną wariancji – kowariancji reszt MacKinnona i White'a. Wybrałam tę metodę, gdyż heteroskedastyczność prawdopodobnie wynikała z oddziaływania kilku zmiennych (wyklucza użycie WMNK), a zidentyfikowanie ich byłoby w tym przypadku bardzo pracochłonne (wyklucza użycie USMNK). Zastosowanie macierzy wpłynęło na poziomy istotności zmiennych (Tabela 7.)

Duża część zmiennych użytych w pierwotnym modelu okazała się być statystycznie nieistotna na poziomie ufności 5%. Za pomocą testu Walda zdecydowałam się na sprawdzenie ich łącznej nieistotności.

Wynik testu pozwolił na odrzucenie H0 o łącznej nieistotności zmiennych. Zatem aby wyeliminować zmienne nieistotne styatystycznie z modelu musiałam zastosować metodę usuwania ich po kolei. Patrząc na ich estymacje w macierzy odpornej dla modelu 3. kolejno odejmowałam po jednej zmiennej, zaczynając od tych z najwyższym p-value.

Model końcowy zawarł w sobie 15 zmiennych i 4 interakcje (Tabela 8.). Spełniał on założenie o poprawności funkcyjnej, co sprwadzone zostało testem RESET. Brak normalności reszt, tak jak dla poprzedniego modelu, nie jest w tym przypadku problemem. Heteroskedastyczność reszt zminimalizowana została poprzez zastosowanie macierzy odpornej wariancj-kowarancji MacKinnonna i White'a. Tym sposobem uzyskałam ostateczny model, na podstawie którego przystąpię do interpretacji współczynników i weryfikacji postawionych na początku badania hipotez.

	Dependent var	iable: 	
	log(price) OLS (1)	coefficient test	
g(squareMeters)	0.431**	(2) 0.431**	
ooms1	(0.163) -0.008	(0.193) -0.008	
	(0.017)	(0.017)	
ooms3	0.006 (0.032)	0.006 (0.036)	
g(centreDistance)	-0.107 (0.083)	-0.107 (0.093)	
g(schoolDistance)	-0.022° (0.012)	-0.022* (0.012)	
g(clinicDistance)	-0.017** (0.008)	-0.017** (0.008)	
ng(postOfficeDistance)	0.010 (0.008)	0.010 (0.008)	
g(kindergartenDistance)	-0.001 (0.008)	-0.001 (0.008)	
g(restaurantDistance)	-0.065*** (0.007)	-0.065*** (0.008)	
g(collegeDistance)	-0.048***	-0.048*** (0.008)	
og(pharmacyDistance)	-0.005 (0.009)	-0.005 (0.008)	
mership	0.029	0.029* (0.017)	
ildingMaterial	(0.019) 0.094***	0.094***	
ondition	(0.020) 0.427***	(0.019) 0.427**	
sParkingSpace	(0.144) 0.315**	(0.170) 0.315**	
sBalcony	(0.131) 0.022°	(0.145) 0.022*	
sElevator	(0.013) 0.136***	(0.013) 0.136***	
sStorageRoom	(0.017) -0.003	(0.017) -0.003	
sSecurity	(0.013) 0.009	(0.014) 0.009	
rst_floor	(0.028)	(0.025)	
	(0.015)	(0.016)	
p_floor	-0.033° (0.020)	-0.033 (0.022)	
e	-0.001*** (0.0004)	-0.001*** (0.0004)	
artmentB	0.147*** (0.019)	0.147*** (0.017)	
enement	0.245*** (0.089)	0.245*** (0.088)	
tolica	1.971*** (0.149)	1.971*** (0.133)	
nasElevator:top_floor	0.021 (0.029)	0.021 (0.029)	
log(squareMeters):log(centreDistance)	0.053*** (0.020)	0.053** (0.023)	
log(centreDistance):hasParkingSpace		-0.064*** (0.017)	
log(schoolDistance):hasParkingSpace	0.040**	0.040**	
ownership:tenement	-0.125 (0.087)	-0.125 (0.087)	
og(squareMeters):condition	-0.063° (0.035)	-0.063	
log(centreDistance):stolica	-0.194***	(0.042) -0.194***	
Constant	(0.018)	(0.016) 11.368***	
		(0.788)	
Observations R2	2,094 0.738		
Adjusted R2 Residual Std. Error	0.734 0.261 (df = 2061) 1.711*** (df = 32;		

Tabela 7. Wyniki odpowiednio dla modelu 3. i macierzy odpornej.

	Dependent v	
	log(price) OLS	coefficient test
	(1)	(2)
log(squareMeters)	0.430*** (0.160)	0.430** (0.184)
log(centreDistance)	-0.093 (0.082)	-0.093 (0.091)
log(schoolDistance)	-0.021° (0.011)	-0.021* (0.012)
log(clinicDistance)	-0.018** (0.008)	-0.018** (0.008)
log(restaurantDistance)	-0.064*** (0.007)	-0.064*** (0.007)
log(collegeDistance)	-0.049*** (0.008)	-0.049*** (0.008)
buildingMaterial	0.101*** (0.018)	0.101*** (0.017)
condition	0.171*** (0.014)	0.171*** (0.014)
hasParkingSpace	0.289** (0.131)	0.289** (0.143)
hasElevator	0.140*** (0.015)	0.140*** (0.015)
top_floor	-0.031** (0.014)	-0.031** (0.014)
age	-0.002*** (0.0004)	-0.002*** (0.0004)
apartmentB	0.150*** (0.019)	0.150*** (0.017)
tenement	0.132*** (0.027)	0.132*** (0.028)
stolica	2.018*** (0.147)	2.018*** (0.132)
log(squareMeters):log(centreDistance)	0.049** (0.020)	0.049** (0.022)
log(centreDistance):hasParkingSpace	-0.062*** (0.016)	-0.062*** (0.017)
log(schoolDistance):hasParkingSpace	0.042** (0.016)	0.042*** (0.016)
log(centreDistance):stolica	-0.199*** (0.018)	-0.199*** (0.016)
Constant	11.414*** (0.652)	11.414*** (0.748)
Observations	2,094	
R2	0.736	
Adjusted R2 Residual Std. Error F Statistic	0.734 0.261 (df = 2074 304.809*** (df = 19;	2074)
Note:		*p<0.05; ***p<0.01

Tabela 8. Wyniki ostatecznego modelu przed i po użyciu macierzy odpornej.

<u>Test RESET dla ostatecznego modelu:</u>

```
RESET test

data: model16

RESET = 0.70578, df1 = 2, df2 = 2072, p-value = 0.4938
```

<u>Test Breuscha – Pagana dla ostatecznego modelu:</u>

```
Breusch-Pagan test

data: model16
BP = 338.48, df = 19, p-value < 0.00000000000000022
```

<u>Test Jarque – Bera dla ostatecznego modelu:</u>

```
Title:
Jarque - Bera Normalality Test

Test Results:
STATISTIC:
X-squared: 17.7344
P VALUE:
Asymptotic p Value: 0.0001409
```

7. Interpretacja wyników

Model wyjaśnia 73.6% zmienności zmiennej objaśnianej. Poniżej przedstawiam interpretację oszacowań współczynników β dla wszystkich zmiennych i interakcji. Stała została celowo pominięta, gdyż jej interpretacja nie ma w tym przypadku sensu.

Zmienna log(squareMeters):

Współczynnik wskazuje, że wzrost powierzchni mieszkania o 1% przekłada się na wzrost jego ceny o średnio 0.43% (przy innych warunkach niezmienionych). Zmienna jest istotna na poziomie ufności 5%.

Zmienna log(centreDistance):

Współczynnik przy zmiennej wskazuje na ujemną zależność ceny od odległości od centrum miasta, jednak nie jest on statystycznie istotny w tym modelu.

Zmienna log(schoolDistance):

Zmienna nie jest istotna statystycznie na poziomie ufności 5%, jednak współczynnik wskazuje na ujemną zależność ceny mieszkania od odległości od najbliższej szkoły. Wzrost dystansu o 1% przekłada się na spadek ceny o średnio 0.021%.

Zmienna log(clinicDistance):

Wzrost odległości od najbliższej przychodni o 1% powoduje spadek ceny mieszkania o 0.018%. Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 5%.

Zmienna log(restaurantDistance):

Wzrost odległości od najbliższej restauracji o 1% przekłada się na spadek ceny mieszkania o średnio 0.064%. Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 1%.

Zmienna log(collegeDistance):

Wzrost odległości od najbliższej szkoły wyższej o 1% powoduje spadek ceny mieszkania o 0.049%. Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 1%.

Zmienna buildingMaterial:

Współczynnik wskazuje, że mieszkanie zbudowane z cegły jest średnio o 10.1% droższe od mieszkań wybudowanych z innych materiałów (przy pozostałych warunkach takich samych). Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 1%.

Zmienna condition:

Mieszkanie o wyższym standardzie jest średnio o 17.1% droższe od mieszkań w gorszym stanie. Zmienna jest istotna statystycznie o na poziomie ufności 1%.

Zmienna hasParkingSpace:

Mieszkanie posiadające miejsce parkingowe jest średnio o 28.9% droższe od mieszkań nie mających go w swojej ofercie. Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 5%.

Zmienna hasElevator:

Mieszkanie posiadające w budynku windę jest średnio o 14% droższe od lokali bez windy. Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 1%.

Zmienna top floor:

Mieszkanie na ostatnim piętrze jest średnio o 3.1% tańsze od mieszkań na innych piętrach. Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 5%.

Zmienna age:

Mieszkanie "starsze" o rok jest średnio o 0.2% tańsze od mieszkania młodszego. Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 1%.

Zmienna apartmentB:

Mieszkania w apartamentowcach są średnio o 15% droższe od mieszkań w blokach mieszkalnych. Zmienna jest istotna staystycznie na poziomie ufności 1%.

Zmienna tenement:

Mieszkania w kamienicach są średnio o 13.2% droższe od mieszkań w blokach mieszkalnych. Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 1%.

Zmienna stolica:

Zmienna jest istotna statystycznie na poziomie ufności 1%. Współczynnik przy tej zmiennej wyniósł 2.018, co wskazuje, że mieszkania w Warszawie są średnio 6.52 razy droższe od mieszkań w innych miastach.

Interakcja log(squareMeters)*log(centreDistance):

Jednoczesny wzrost powierzchni i odległości od centrum miasta o 1% przekłada się na wzrost ceny średnio o 0.049% - wraz ze wzrostem odległości od centrum mieszkania większe będą doświadczać mniejszego spadku ceny niż mieszkania mniejsze. Interakcja jest istotna statystycznie na poziomie 5%.

<u>Interakcja log(centreDistance)*hasParkingSpace:</u>

W przypadku mieszkania z miejscem parkingowym, wzrost odległości od centrum o 1% przekłada się na spadek ceny o średnio 0.155% - dla mieszkań z miejscem parkingowym spadek ceny związany wyłącznie ze wzrostem odległości od centrum jest silniejszy niż dla mieszkań bez miejsca parkingowego. Zmienna jest statystycznie istotna na poziomie 1%.

Interakcja log(schoolDistance)*hasParkingSpace:

W przypadku mieszkania z miejscem parkingowym, wzrost odległości od najbliższej szkoły o 1% przekłada się na wzrost ceny o średnio 0.21% - dla mieszkań z miejscem parkingowym spadek ceny związany wyłącznie ze wzrostem odległości od szkoły nie występuje, a wręcz przeciwnie wraz ze wzrostem odległości od szkoły cena rośnie. Zmienna jest statystycznie istotna na poziomie 5%.

<u>Interakcja log(centreDistance)*stolica:</u>

Jeśli mieszkanie znajduje się w Warszawie, wzrost odległości od centrum miasta o 1% wiąże się ze spadkiem jego ceny o średnio 0.292% - spadek cen związany wyłącznie ze wzrostem odległości od centrum jest silniejszy dla mieszkań w stolicy niż w innych miejscowościach.

8. Weryfikacja hipotez

H1: Tak jak wskazywała literatura, powierzchnia mieszkania okazała się istotna statystycznie na poziomie ufności 5%, a jej wzrost wiąże się ze wzrostem cen mieszkań, co potwierdza hipotezę 1.

H2: Liczba pokojów okazała się statystycznie niestotna w modelu, zatem nie można na tej podstawie stwierdzić czy mieszkania z dużą liczbą pokojów są średnio tańsze od tych z mniejszą ich liczbą. Hipoteza 2. odrzucona.

H3: Stan mieszkania okazał się zmienną statystycznie istotną w modelu i wskazywał na pozytywną relację wysokiego standardu mieszkania z jego ceną, co wskazuje na słuszność hipotezy 3.

H4: Staytsycznie istotne na poziomie przynajmniej 5% okazały się zmienne dotyczące jedynie dystansu do najbliższej restauracji, szkoły wyższej i przychodni. Wzrost odległości od tych

points of intrests przekładał się na spadek cen mieszkań. Odległość od centrum może mieć istotny wpływ na cenę mieszkań w stolicy lub w przypadku mieszkań posiadających miejsce parkingowe. Ciężko jest jednoznacznie określić efekt tej zmiennej. Jeśli chodzi o odległość od najbliższej szkoły, to na poziomie ufności przynajmniej 5% była ona istotna statystycznie tylko dla mieszkań z miejscem parkingowym. Uważam, że hipotezę 4. można uznać za potwierdzoną, gdyż faktycznie bliskość od ważnych miejsc ma wpływ na cenę w większości przypadków.

H5: Włsność mieszkania okazała się zmienną nieistotną statystycznie w modelu, co wskazuje na konieczność odrzucenia hipotezy 5.

H6: Zmienna *buildingMaterial* ma w modelu istotny statystycznie wpływ na cenę. Mieszkania wykonane z lepszego jakościowo materiału (cegła) są średnio droższe od tych zbudowanych z innych materiałów o średnio około 10%, co powterdza hipotezę 6.

H7: Zmienna first_floor okazała się zmienną nieistotną statystycznie w modelu, więc fakt, że mieszkanie znajduje się na pierwszym piętrze nie ma wpływu na cenę. Możemy natomiast jednoznacznie stwierdzić, że mieszkania na najwyższym piętrze są najtańsze. Hipoteza 7. nie została więc potwerdzona całkowicie.

H8: Z hipotezą 8. również nie można zgodzić się w 100%, gdyż jedynymi udogodnieniami, które okazaly się istotne statystycznie i miały dodatni wpływ na cene były obecność miejsca parkingowego lub windy.

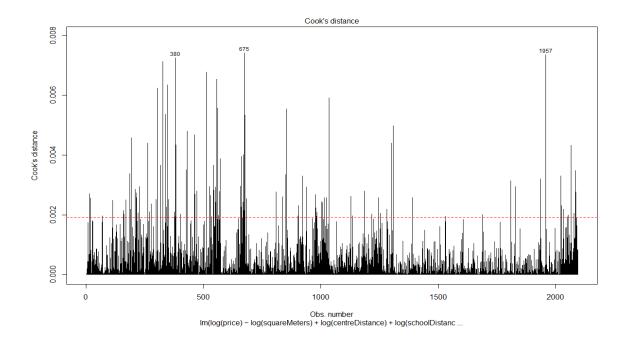
H9: Hipoteza 9. została jednoznacznie potwierdzona przez wyniki modelu: wiek mieszkania jest ujemnie skorelowany z ceną – im starsze mieszkanie, tym średnio tańsze.

H10: Wysoki i istotny statystycznie współczynnik przy zmiennej stolica potwierdza hipotezę 10., że mieszkania w stolicy są średnio droższe niż mieszkania w innych miastach. Jednakże efekt mógł zostać przeszacowany i nalezałoby uwzględnić więcej inetrakcji ze zmienną stolica lub zrobić oddzielny model tylko dla mieszkań w Warszawie, gdyż mogą charakteryzować się one zgoła innymi cechami od nieruchomości w mniejszych miastach.

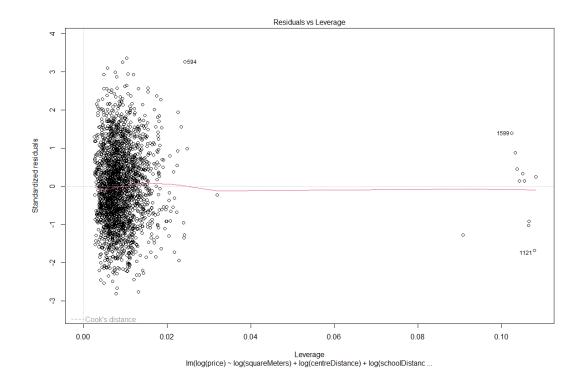
9. Problemy z obserwacjami

W modelowaniu ekonometrycznym ważna jest identyfikacja obserwacji nietypowych czy błędnych. Określenie nietypowe odnosi się do obserwacji, które mają unikalne cechy na tle zbioru danych. Natomiast obserwacje błędne to te, których powstania nie da się wyjaśnić w ramach teoretycznego modelu, a zatem najczęściej powstają one podczas niepoprawnego przepisywania czy gromadzenia danych. Zarówno jedne jak i drugie mogą negatywnie wpływać na estymację modelu. Oddziaływanie zmiennych nietypowych może być różne, w zależności od ich położenia w stosunku do linii regresji

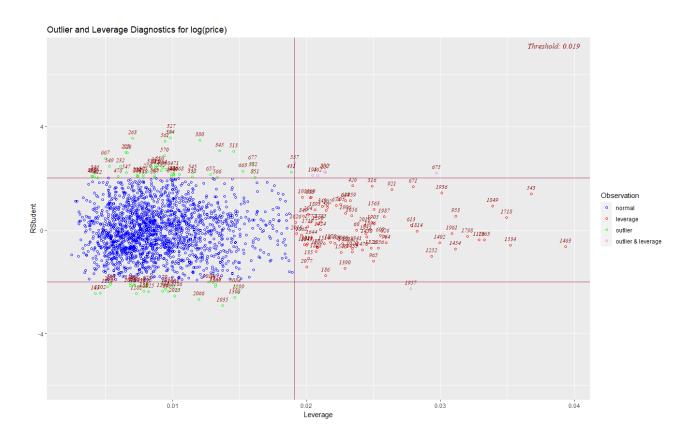
Aby zidentyfikować takie zmienne w swoim modelu, przeanalizowałam reszty i dźwignie przy pomocy wykresów oraz posługując się odpowiednim wskaźnikiem – odległością Cook'a.



Obserwacjami, które charakteryzowały się największymi odległościami Cook'a okazały się być obserwacje o numerach 675, 1957 oraz 380. To sugeruje, że mogły mieć one znaczący wpływ na regresję.



Obserwacjami o szczególnie wysokiej wartości dźwigni były m.in. obserwacje 1121, 1463, 1500 czy 543. Znajdowały się one daleko od chmury pozostałych punktów, ale jednocześnie relatywnie blisko linii regresji. Można więc je było zaklasyfikować jako *good laverage points*.



Znaczna część obserwacji w modelu to obserwacje normalne/typowe. Niektóre z przypadków możnaby natomiast uznać za *vertical outliers*, czyli te punkty, które nie wpływają na nachylenie krzywej regresji, tylko jej wysokość. Takimi obserwacjami były np. 327, 1035 czy właśnie wspomniana wcześniej obserwacja 380. Charakteryzowały się one małą dźwignią, ale dużą resztą.

Biorąc pod uwagę jednocześnie trzy warunki pod uwagę: dźwignia > 2k/n, |std.errors| >2 oraz odległość Cook'a > 4/n, zidentyfikowałam 6 obserwacji nietypowych, które można uznać za *bad laverage points* (Tabela 9.). Znajdują się one daleko od chmury punktów i znacząco wpłynęły na estymację parametrów, gdyż mają jednocześnie dużą dźwignię i duże reszty.

Obserwacje 195, 337, 462 i 852 to bardzo stare mieszkania bez dodatkowych udogodnień takich jak winda czy miejsce parkingowe, ale jednoczesnie o dużym metrażu i bardzo wysokiej, zastanawiającej cenie. Jednak są to kamienice, które mogą mieć znaaczącą wartość historyczną czy znajdować się w uważanej za prestiżową lokalizacji. Konieczne mogłoby tutaj być wprowadzenie do modelu jeszcze jednej interakcji: *tenement*age*, gdyż wzrost lat w przypadku kamienic nie musi wcale przekładać się na spadek ich ceny, a wręcz przeciwnie.

Rekordowo, jak na inne mieszkania o podobnych warunkach, wysoką ceną powyżej 2 milionów charakteryzuje się obserwacja nr 675. Prawdopodobnie bardzo duży wpływ ma tutaj fakt, że jest to mieszkanie w apartamentowcu, być może w prestiżowej lokalizacji. Wartościowym byłoby spojrzenie na ceny nieruchomości w sąsiedztwie tego mieszkania.

Ostatnia nietypowa obserwacja, numer 1957 to mieszkanie w bloku, prawdopodobnie wybudowane ponad 40 lat temu z materiałów niższej jakości, bez dodatkowych udogodnień i o średniej powierzchni. Ma ono jednak relatywnie wysoką cenę, ale może znajdować się w drogiej dzielnicy Warszawy czy w pobliżu metra, co nie zostało uwzględnione w modelu.

Nr	195	337	462	675	852	1957
price	1049000	1950000	1950000	2190000	720000	725000
centreDistance	140	590	710	270	180	630
squareMeters	72.13	150.00	150.00	95.89	46.59	67.60
schoolDistance	245	291	228	136	312	243
clinicDistance	1090	528	295	672	330	131
restaurantDistance	60	22	106	70	12	59
collegeDistance	307	424	695	531	301	229
buildingMaterial	1	1	1	1	1	0
Condition	1	0	0	1	0	1
hasParkingSpace	0	0	1	1	0	0
hasElevator	0	0	0	1	0	0
Top_floor	0	0	0	0	1	0
Age	86	95	95	1	126	44
apartmentB	0	0	0	1	0	0
Tenement	1	1	1	0	1	0
stolica	0	0	0	0	0	1

Tabela 9. Obserwacje nietypowe.

10.Wnioski

W niniejszym raporcie skoncentrowałam się na analizie mikroekonomicznej rynku nieruchomości wtórnych w największych miastach Polski. Celem badania było zrozumienie wpływu różnych czynników, takich jak charakterystyka nieruchomości, lokalizacja czy udogodnienia, na ceny mieszkań.

Literatura przedstawiała różnorodne metody analizy cen mieszkań, z naciskiem na modele hedoniczne. Zastosowanie tych modeli pozwalało na jednoczesne uwzględnienie wielu zmiennych dotyczących konkretnych cech mieszkań. Istotne były także badania analizujące wpływ instytucji publicznych, placówek edukacyjnych, jakości budownictwa czy różnic cenowych w zależności od obszarów miast. Weryfikacja hipotez postawionych na podstawie literatury oraz własnych przypuszczeń pozwoliła mi lepiej zrozumieć specyfikę polskiego rynku nieruchomości.

Model regresji liniowej wyjaśnił 73.6% zmienności cen mieszkań. Z interpretacji współczynników dla poszczególnych zmiennych można wyciągnąć znaczące wnioski. Potwierdziła się m.in. istotna statystycznie dodatnia zależność ceny mieszkania od jego

powierzchni oraz standardu i wysokiej jakości materiałów budowlanych. Hipotezy o wpływie liczby pokojów czy własności mieszkania na jego cenę zostały odrzucone, gdyż te zmienne okazały się statystycznie nieistotne. Wzrost wieku, odległości od restauracji, szkoły wyższej i przychodni przekładał się na spadek cen mieszkań. Jeśli chodzi o udogodnienia, to jedynie posiadanie miejsca parkingowego lub windy okazało się istotne statystycznie i miało dodatni wpływ na cenę mieszkania. Istotny statystycznie współczynnik przy zmiennej stolica potwierdza, że mieszkania w stolicy są średnio droższe niż mieszkania w innych miastach, choć efekt ten może być przeszacowany i prawdopodobnie należałoby przeanalizować przypadek Warszawy odrębnie.

Model ma pewne ograniczenia - dalsze badania mogłyby zawrzeć więcej interakcji, szczegółowe analizy dla poszczególnych miast, a nawet dzielnic, czy uwzględnić wpływ komunikacji miejskiej lub wartość sąsiadujących z mieszkaniami nieruchomości.

Bibliografia

- 1. Bourne Larry Stuart. The geography of housing. Londyn, 1981.
- 2. D'Acci Luca. Quality of urban area, distance from city centre, and housing value. Case study on real estate values in Turin. Cities. Vol 91, 71-92, ISSN 0264-2751. 2019.
- 3. Lancaster Kelvin J. A New Approach to Consumer Theory. Journal of Political Economy, Vol. 74, No. 2, 132-157. 1966.
- 4. Owusu-Ansah Anthony. *A review of hedonic pricing models in housing research. Journal of International Real Estate and Construction Studies.* ISSN: 2153-6813. Vol. 1, Nr 1. 2011.
- 5. Pricewaterhouse Coopers. Skąd ten boom? Zmiany na rynku mieszkaniowym w Polsce. 2021.
- 6. Wittowsky Dirk, Hoekveld Josje, Welsch Janina, Steier Michael. *Residential housing prices: impact of housing characteristics, accessibility and neighbouring apartments a case study of Dortmund, Germany. Urban, Planning and Transport Research*, 8:1, 44-70, DOI: 10.1080/21650020.2019.1704429. 2020.
- 7. Tomczyk Emilia, Widłak Marta. Konstrukcja i własności hedonicznego indeksu cen mieszkań dla Warszawy. Bank i Kredyt 41 (1), 99–128. 2010.
- 8. Adair Alastair, McGreal Stanley, Smyth Austin, Cooper James, Ryley Tim House *Prices and Accessibility: The Testing of Relationships within the Belfast Urban Area. Housing Studies*, 15:5, 699-716, DOI: 10.1080/02673030050134565. 2000.
- 9. Wen Haizhen, Xiao Yue, Zhang Ling. School district, education quality, and housing price: Evidence from a natural experiment in Hangzhou, China. Cities, Vol. 66, 72-80. 2017.
- 10. Małecka Katarzyna. *Badanie cen na rynku nieruchomościmieszkaniowych w Łodzi. Świat Nieruchomości*, 3(69), 52-55. 2009.