

Mariusz **Doszyń** ■ Józef **Hozer** ■ Wojciech **Kuźmiński**

Wiedza ekspercka

a ekonometryczne modelowanie cen gruntów
w aglomeracji szczecińskiej



$$w_{ji} = wwr_j \cdot pow_i \cdot w_{baz} \cdot \prod_{k=1}^{k_p} \prod_{p=1} (1 + A_{kpi})$$

Wiedza ekspercka
a ekonometryczne modelowanie cen gruntów
w aglomeracji szczecińskiej

UNIwersytet Szczeciński
ROZPRAWY I STUDIA T. (MCCCXL) 1266

Mariusz Doszyń
Józef Hozer
Wojciech Kuźmiński

Wiedza ekspercka
a ekonometryczne modelowanie cen gruntów
w aglomeracji szczecińskiej

Szczecin 2023

Rada Wydawnicza

Barbara Braid, Anna Cedro, Urszula Chęcińska, Rafał Klóska
Maciej Kowalewski, Ewa Mazur-Wierzbicka, Jarosław Nadobnik
Grzegorz Wejman, Renata Ziemińska, Magdalena Ziolo
Andrzej Skrendo – przewodniczący Rady Wydawniczej
Elżbieta Zarzycka – dyrektor Wydawnictwa Naukowego

Recenzent

dr hab. inż. Anna Barańska, prof. AGH

Mariusz Doszyń ORCID: 0000-0002-3710-1177

Józef Hozer ORCID: 0000-0002-3883-3553

Wojciech Kuźmiński ORCID: 0000-0003-3256-9093

Redakcja językowa

Elżbieta Blicharska

Redakcja techniczna i skład

Wiesława Mazurkiewicz

Korekta

Ewelina Piotrowska

Projekt okładki

Raraku.pl



Wersja elektroniczna publikacji dostępna na licencji CC BY-SA 4.0
po 12 miesiącach od daty wprowadzenia do obrotu

© Copyright by Uniwersytet Szczeciński, Szczecin 2022

DOI 10.18276/978-83-7972-608-0

ISBN 978-83-7972-608-0 (online)

ISBN 978-83-7972-574-8 (print)

ISSN 0860-2751

WYDAWNICTWO NAUKOWE UNIwersytetu SZCZECIŃSKIEGO

Wydanie I | Ark. wyd. 5,5 | Ark. druk. 6,4 | Format 170 × 240

Spis treści

Wstęp	7
1. Ekonometryczne modele cen gruntu w Szczecinie	11
1.1. Przegląd literatury	12
1.2. Zakres informacji o nieruchomościach	15
1.3. Informacje <i>a priori</i> o parametrach	22
1.4. Model cen gruntu bez informacji <i>a priori</i> (model MNK)	25
1.5. Estymacja mieszana parametrów modelu cen gruntu	28
1.6. Własności predyktywne ekonometrycznych modeli cen gruntu	32
2. Renta gruntowa a cenność nieruchomości niezabudowanych	43
3. Statystyczno-ekonometryczna analiza transakcji na podszczecińskim rynku nieruchomości rolnych	56
3.1. Zakres informacji o nieruchomościach	57
3.1.1. Analiza cen nieruchomości	65
3.1.2. Nieruchomości rolne w MPZP	68
3.1.3. Nieruchomości nie-rolne w MPZP	69
3.2. Statystyczno-ekonometryczna analiza zależności na podszczecińskim rynku nieruchomości rolnych	71
Wnioski	87
Zakończenie	89
Załącznik	91
Bibliografia	97
Spis rysunków i tabel	99

Wstęp

Współcześnie aparaty statystyczny i ekonometryczny są zazwyczaj standardowymi narzędziami analityka rynku nieruchomości. Metody ilościowe są również coraz częściej stosowane przez rzeczoznawców majątkowych, np. na etapie analizy statystycznej rynku.

Jeżeli analizy rynku nieruchomości mają być prowadzone w sposób obiektywny i zgodny z podejściem naukowym, metody statystyczne i ekonometryczne są nieodzowne i należy spodziewać się wzrostu ich znaczenia w tym obszarze badawczym w przyszłości. Dotyczy to szczególnie rozwiniętych rynków nieruchomości, np. rynku mieszkaniowego w dużych miastach. Dostępność i jakość informacji pochodzących z tego typu rynków pozwala na skuteczne stosowanie zaawansowanych narzędzi statystycznych i ekonometrycznych. Liczba transakcji, a tym samym liczba obserwacji, jest duża, zmienne są często zestandaryzowane, a jakość danych nie budzi zastrzeżeń. Dla tego typu zbiorów danych można stosować całe spektrum metod ilościowych, w tym również tzw. metody uczenia maszynowego, co jest obecnie dominującym trendem badawczym.

Sytuacja przedstawia się jednak zupełnie inaczej na małych, lokalnych rynkach nieruchomości. Bazy cen transakcyjnych dla tego typu rynków są zazwyczaj niskiej jakości. Liczba transakcji jest niewielka, cechy nieruchomości nie są zestandaryzowane, ponadto cechy nieruchomości to często zmienne jakościowe, mierzone na słabych skalach pomiaru (skala nominalna i porządkowa), dodatkowo obciążone subiektywnym spojrzeniem na ich stany. Lokalne rynki nieruchomości charakteryzują się m.in. niską efektywnością, co dodatkowo komplikuje identyfikację wpływu cech nieruchomości na ich wartość. Dla tego typu baz danych stosowanie zaawansowanych metod statystycznych czy ekonometrycznych nie prowadzi do dobrych wyników. Jeśli jakość danych jest niska, to nawet zaawansowane metody niewiele zmienią (*garbage in, garbage out*).

W niniejszej monografii analizowany jest rynek nieruchomości gruntowych niezabudowanych w Szczecinie i na obszarach przyległych. Zdobycie informacji o cenach i cechach nieruchomości dla tego typu rynków jest problematyczne, co przekłada się na niższą od oczekiwanej jakość informacji statystycznych. W monografii podjęto próbę rozwiązania tego typu problemów. Proponowane

rozwiązanie polega na łączeniu informacji „z próby” (dane transakcyjne) z wiedzą ekspercką, w postaci informacji *a priori*. Wiedza ta może dotyczyć np. wag cech nieruchomości, które stosują rzeczoznawcy majątkowi. Rzeczoznawcy majątkowi zazwyczaj mają tego typu wiedzę.

Niska jakość danych wymaga odpowiedniego dobrania metod ekonometrycznych. Nie każdy model ekonometryczny doprowadzi do wiarygodnych wyników, operując danymi niskiej jakości. W niniejszej monografii do modelowania cen nieruchomości wykorzystano tzw. estymację mieszaną, zaproponowaną już około 60 lat temu przez dwóch wybitnych ekonometryków – H. Theila oraz A. Goldbergera. Estymacja mieszana stosowana była m.in. do szacowania modeli podaży produktów spożywczych. Estymacja mieszana pozwala na łączenie informacji z próby z informacjami *a priori* (wiedzą ekspercką). Wzbogacenie zbioru danych o informacje *a priori* daje szansę na uzyskanie bardziej akceptowalnych wyników niż po zastosowaniu metod opartych wyłącznie na informacjach „z próby losowej”.

Modele estymacji mieszanej mogą być również przydatnym narzędziem analizy statystycznej rynku nieruchomości, a także wspomagać proces podejmowania decyzji inwestycyjnych na tym rynku. Po odpowiedniej adaptacji, modele tego typu mogą być stosowane do masowej wyceny nieruchomości.

Jednym z celów niniejszej monografii jest zaproponowanie procedury ekonometrycznego modelowania cen nieruchomości na podstawie zbiorów danych niskiej jakości. Zgodnie ze stawianą hipotezą, wykorzystanie informacji *a priori* polepsza jakość estymacji ekonometrycznych modeli cen nieruchomości.

Chcąc skutecznie analizować sytuację na rynkach nieruchomości na terenach zurbanizowanych, należy analizować również sytuację na rynkach gruntów rolnych (na terenach niezurbanizowanych). Wiąże się to ze wzajemnym powiązaniem renty gruntowej i renty miejskiej (pojęcia te wyjaśniono w rozdz. 2). Od tego jak dziś się zmieniają ceny gruntów rolnych, zależy przyszły poziom cen działek budowlanych w miastach.

Analiza cenności gruntów na terenach niezurbanizowanych leży u podstaw działania szczyńskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości (SAMWN), w którym to na potrzeby powszechnej wyceny setek (a nawet tysięcy) działek w miastach, kalkulowany jest ważny element, jakim jest wartość bazowa nieruchomości (W_{baz}), oznaczająca cenność gruntów rolnych w sąsiedztwie aglomeracji miejskiej. Jest to ważny parametr, którego błędne oszacowanie może mieć

duży i negatywny wpływ na jakość całego procesu wyceny masowej, powodując fałszywe oszacowania.

W pracy postawiono hipotezę o potrzebie fragmentaryzacji badań na rynkach nieruchomości. Nieruchomości często tworzą zbiory niejednorodne, dlatego w analizach konieczne jest tworzenie podzbiorów nieruchomości jednorodnych (z punktu widzenia celu analizy). Fragmentaryzacja polega na tym, że wyodrębnia się podzbiory nieruchomości, które następnie poddaje się analizie. Posługiwanie się powszechnie cenami średnimi w procesie wyceny nieruchomości wydaje się nieprawidłowe (jedna z bardziej popularnych metod wycen, metoda korygowania ceny średniej, wprost odwołuje się do średniej ceny), dlatego w pracy postuluje się zwiększenie roli wiedzy *a priori* (wiedzy eksperckiej rzeczoznawców majątkowych) przy próbie algorytmizacji wycen.

Dodatkową hipotezą jest stwierdzenie, że sąsiedztwo dużego miasta jest czynnikiem zakłócającym prawidłowości obserwowane na typowych rynkach gruntów rolnych, co wynika z przenikania renty miejskiej (renty: atrakcyjności, budowlanej, handlowej) na tereny nieurbanizowane. Wpływ tak dużych aglomeracji jak Szczecin potęguje skalę tego zjawiska.

Rozdział pierwszy poświęcono ekonometrycznemu modelowaniu cen nieruchomości niezabudowanych, przeznaczonych pod zabudowę mieszkaniową, zlokalizowanych w Szczecinie. Analizowane są „klasyczne” modele ekonometryczne, modele oparte tylko na wiedzy eksperckiej oraz modele estymacji mieszanej, w których uwzględniono dodatkowo wiedzę ekspercką pochodzącą od rzeczoznawców majątkowych. Modele te są oceniane z uwzględnieniem kryteriów merytorycznych oraz formalnych. Za pomocą eksperymentu symulacyjnego badane są także własności predyktywne modeli oraz efektywność estymatorów.

Rozdział drugi ma charakter głównie teoretyczny. Omówiono w nim pojęcie renty gruntowej i renty miejskiej oraz wzajemne powiązania pomiędzy tymi kategoriami ekonomicznymi. W rozdziale tym, na przykładzie nieruchomości nadmorskich wskazano na potrzebę fragmentaryzacji analiz statystycznych.

Potwierdzeniem hipotezy o konieczności fragmentaryzacji zbiorów nieruchomości są wyniki badań przedstawione w rozdziale trzecim, które dotyczyły głównie analiz czynników wpływających na cenność gruntów rolnych. Analiza rynku nieruchomości rolnych w sąsiedztwie dużego miasta wojewódzkiego wskazała na występowanie wielu czynników, różnych niż te, które znane są w metodyce wycen gruntów rolnych.

1. Ekonometryczne modele cen gruntu w Szczecinie

Wybór narzędzi metodycznych powinien być determinowany wiarygodnością i zróżnicowaniem informacji statystycznych. Nawet skomplikowane i wysublimowane metody nie doprowadzą do prawidłowych wyników, jeżeli jakość informacji statystycznych jest niska (*garbage in, garbage out*). W opisywanym badaniu analizowana jest baza cen obejmująca 40 transakcji. Nie jest to baza obszerna, ale analizując lokalne rynki nieruchomości, w tym szczególnie rynki gruntów niezabudowanych na obszarach miejskich, zazwyczaj mamy do czynienia ze zbiorami danych o liczebnościach na takim poziomie. Niewielka liczba transakcji to nie jedyny problem z perspektywy jakości informacji statystycznych. Ważną kwestią jest również niska zmienność cech nieruchomości (lub nawet jej brak). Wynika to nie tylko z małej liczby obserwacji. Często nieruchomości są bardzo podobne z punktu widzenia swoich cech, co może skutkować brakiem ich zmienności. Przykładem jest sytuacja, gdy wszystkie sprzedawane nieruchomości gruntowe mają tylko uzbrojenie pełne, czy wyłącznie korzystną dostępność komunikacyjną. Wpływu tych cech na cenę (wartość) nie da się więc oszacować na podstawie informacji z próby.

Cechy nieruchomości, poza powierzchnią czy odległością (od centrum, analizowanych udogodnień), mają często charakter jakościowy, a więc *de facto* nie są to cechy mierzalne. Można ewentualnie mierzyć wpływ stanów tych cech, a ich jakościowy charakter skutkuje dużym subiektywizmem w ustalaniu ich poziomu. Kwestia ta ma duże znaczenie, jeśli np. baza cen transakcyjnych powstaje przez łączenie informacji z różnych źródeł. Nie ma wtedy pewności, że w każdym przypadku do określania stanów cech jakościowych były stosowane takie same kryteria.

Tego typu problemy często przyczyniają się do niskiej jakości informacji. Jest to zjawisko dość powszechne, wynikające w dużej mierze ze specyfiki funkcjonowania lokalnych rynków nieruchomości. W niniejszym rozdziale zaproponowano ekonometryczne sposoby rozwiązania konsekwencji takich problemów. Jeśli zróżnicowanie i wiarygodność informacji z próby jest niska, można próbować temu zaradzić, wykorzystując informacje *a priori*, pochodzące od ekspertów, mających dobre rozeznanie w funkcjonowaniu danego rynku. Wiedza *a priori*

może mieć postać wag (lub przedziałów wag) określających wpływ cech na cenę (wartość) nieruchomości. W niniejszym rozdziale zaproponowano rozwiązania ekonometryczne, umożliwiające wykorzystywanie takich informacji w procesie estymacji parametrów modeli cen nieruchomości.

1.1. Przegląd literatury

Opis obszernych badań dotyczących modelowania cen gruntów niezabudowanych w Szczecinie, z punktu widzenia masowej wyceny, zaprezentowano w monografii pod redakcją Doszyna (2020a). W pracy tej zaproponowano system określania wpływu cech nieruchomości na ich wartość w szczecińskim algorytmie masowej wyceny nieruchomości. Szczegółowy opis algorytmu można znaleźć na przykład w pracy Hozer i in. (Hozer, Foryś, Zwolankowska, Kokot, Kuźmiński, 1999). W pracy pod redakcją Doszyna (2020a) zaproponowano trzy podejścia do określania wpływu cech nieruchomości na ich wartość (cenę): ekonometryczne, statystyczne i eksperckie. Podejście ekonometryczne oparte jest na modelu ekonometrycznym skonstruowanym na podstawie szczecińskiego algorytmu wyceny masowej. W modelu tym na parametry nałożono ograniczenia w postaci nierówności (parametr nie może być mniejszy od założonej wartości), co zapewniło uzyskanie rezultatów zgodnych z oczekiwaniami teoretycznymi, czyli z wiedzą ekspercką. W szacowanych modelach cechy były zdefiniowane w ten sposób, że ich wpływ powinien być dodatni (wyższe poziomy cech zwiększają cenę nieruchomości). Niska jakość baz danych czasami prowadzi do ujemnych ocen parametrów, co jest nie do zaakceptowania. Ograniczenia w postaci nierówności pozwalają na wyeliminowanie tego problemu. W podejściu statystycznym do wyznaczania wag cech wykorzystano współczynniki korelacji cząstkowej Kendalla, z kolei w podejściu eksperckim – metodę AHP (Analytic Hierarchy Process). Opracowano również podejście hybrydowe, w którym połączono elementy każdego z podejść. Omawiane metody zastosowano do wyceny 1494 niezabudowanych nieruchomości gruntowych przeznaczonych pod zabudowę mieszkaniową w Szczecinie. W badaniu chodziło o określenie wpływu cech nieruchomości na ich wartość, co – w kolejnym etapie – pozwoliło na wycenę rozpatrywanego zbioru nieruchomości.

W niniejszym opracowaniu do badania cen gruntów, poza „klasycznym” modelem ekonometrycznym, zastosowano model estymacji mieszanej, który pozwala na uwzględnienie wiedzy *a priori* (np. wiedzy eksperckiej) o szacowanych parametrach. W literaturze trudno doszukać się zastosowań estymacji mieszanej do modelowania cen nieruchomości. Tego typu próby zostały podjęte przez Doszynia (2022; 2021).

W artykule Doszyń (2022) badano czy wiedza ekspercka poprawia wyniki estymacji modeli masowej wyceny nieruchomości. Porównano sześć modeli ekonometrycznych: model szacowany klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (MNK), estymację mieszaną, model bayesowski, model z restrykcjami w postaci nierówności (IRLS – Inequality Restricted Least Squares), regresję grzbietową oraz LASSO (z regularyzacją). W modelu estymacji mieszanej, bayesowskim i IRLS wykorzystano wiedzę *a priori* o parametrach modelu, która uzupełniała informacje z próby. Czasami zdarza się, że niska wiarygodność informacji statystycznych prowadzi do wyników niezgodnych z oczekiwaniami (teorią). Modele z wiedzą *a priori* okazały się lepsze ze względu na zgodność oszacowań z teorią i dokładność wycen w zbiorze testowym. W artykule tym wskazano również, że w przypadku baz danych o niskiej jakości, wiedza ekspercka może znacząco poprawić wyniki estymacji.

W artykule Doszynia (2021) estymację mieszaną zastosowano do modelowania cen nieruchomości gruntowych. Wyniki estymacji mieszanej porównano z wynikami otrzymanymi za pomocą MNK. Model estymacji mieszanej okazał się lepszy z punktu widzenia kryteriów formalnych, w tym – przede wszystkim – zapewniał zgodność oszacowań parametrów modelu z oczekiwaniami teoretycznymi, wynikającymi z wiedzy eksperckiej (pochodzącej np. od rzeczoznawców majątkowych). Bardziej efektywne (niż w przypadku modelu MNK) były również prognozy cen nieruchomości.

Możliwość wykorzystywania informacji ubocznych (informacji *a priori*) w szacowaniu parametrów modelu ekonometrycznego została zaprezentowana w publikacji Durbina (1953), gdzie mowa o podejściu niebayesowskim, opartym na częstościowej teorii prawdopodobieństwa, polegającej na tym, że prawdopodobieństwo to częstość względna danego zdarzenia w nieskończonym ciągu zdarzeń. W artykule tym uwzględniono wpływ wiedzy *a priori* o pojedynczym parametrze na efektywność estymacji.

Pierwszy systematyczny opis estymacji mieszanej zaprezentowano w publikacji *On Pure and Mixed Statistical Estimation in Economics* (Theil, Goldberger,

1961), gdzie pokazano sposób wykorzystania informacji *a priori* o parametrach modelu ekonometrycznego. Informacje zewnętrzne mogą mieć charakter statystyczny, na przykład mogą pochodzić z innej próby lub mieć charakter subiektywny. Do estymacji mieszanej przyjęto uogólnioną metodę najmniejszych kwadratów (UMNK) Aitkena (Theil, Goldberger, 1961). Metodę stosowano przy założeniu, że informacje z próby oraz informacje *a priori* są niezależne. Autorzy wykazali, że różnica między estymatorem mieszanym i estymatorem MNK jest liniową funkcją różnicy między szacunkami parametrów uzyskanymi MNK i „średnią obcą informacją” (Theil, Goldberger, 1961). Rozważane było również wykorzystanie informacji statystycznych pochodzących z dwóch prób (w takich sytuacjach nie jest jasne, która z dwóch prób ma być traktowana jako *a priori*). Metoda estymacji mieszanej została uogólniona na układy równań jednoczesnych.

Metoda estymacji mieszanej jest szczegółowo omawiana w pracy Theila (1963), gdzie szczególny nacisk położono na problemy związane z nieznaną wariancją zakłóceń losowych. Zauważono, że zazwyczaj niewiele wiadomo o wariancji zakłóceń. W odniesieniu do wariancji zakłóceń zaproponowano specjalną klasę estymatorów mieszanych. Omówiono również procedurę weryfikującą zgodność informacji *a priori* z informacjami z próby. Autor podał też formułę na estymator wariancji zakłóceń, który uwzględnia informacje *a priori*. W pracy zaproponowano również miary udziałów informacji *a priori* oraz informacji z próby. Autor wyjaśnia także pewne różnice między estymacją mieszaną a podejściem bayesowskim.

W publikacji Theila (1993) procedurę estymacji mieszanej rozszerzono na przypadek, w którym informacje *a priori* są skorelowane z informacjami z próby. Własności estymatora mieszanego są analizowane w opracowaniach Swamy i Mehta (1969; Mehta, Swamy, 1970) oraz Nagara i Kakwani (1964).

W artykule Mittelhammera i Conway’a (1988) estymacja mieszana Theila-Golbergera jest kwestionowana z powodu braku ścisłych zasad uwzględniania informacji *a priori*. Autorzy stwierdzili, że w wielu badaniach uwzględnianie informacji *a priori* nie ma żadnych podstaw teoretycznych. Parametry *a priori* powinny mieć formę stochastyczną, a często przyjmuje się, że są stałe. Autorzy zasugerowali bardziej sformalizowane podejście do uwzględniania informacji *a priori*. Zaproponowali estymator mieszany zintegrowany z rozkładem *a priori* (PIME – Prior Integrated Mixed Estimator). Zdaniem autorów, PIME ma przewagę nad estymatorem Theila-Golbergera. PIME jest mieszanym estymatorem

zintegrowanym z rozkładem *a priori*. W artykule omówiono wiele zalet estymacji mieszanej, jak choćby redukcja współliniowości. Pokazano również, że estymacja mieszana może być traktowana jako szczególny przypadek regresji grzbietowej. Estymacja mieszana umożliwia również weryfikację poprawności wcześniejszych przekonań.

W pozycji Korkhina (2013) rozważane są metody szacowania parametrów regresji dla rozmytych i stochastycznych informacji *a priori*. Przyjmuje się, że parametry regresji mogą być stałe lub zmienne w czasie.

Wiedza *a priori* może mieć również postać ograniczeń w formie nierówności nałożonych na parametry modelu ekonometrycznego. Metoda najmniejszych kwadratów z ograniczeniami w postaci nierówności (IRLS – Inequality Restricted Least Squares) jest prezentowana między innymi w (Judge, Takayama, 1966; Lovell, Prescott, 1970; Wolak, 1989; Liew, 1976). Zastosowanie IRLS do masowej wyceny nieruchomości omówiono w pracach Pace’a i Gilley’a (1990) oraz Doszynia (2020). Informacje *a priori* o parametrach są uwzględniane również w podejściu bayesowskim. Opis metod ekonometrii bayesowskiej zawiera na przykład praca Koopa (2003). Tego typu modele nie są rozpatrywane w niniejszym opracowaniu.

1.2. Zakres informacji o nieruchomościach

Metodyka badań ilościowych powinna uwzględniać jakość dostępnego materiału statystycznego. Jeśli jakość informacji statystycznych nie jest zadowalająca, wyniki należy nadbudować odpowiednią wiedzą teoretyczną (np. wiedzą ekspertów z danej dziedziny). Jeśli materiał statystyczny jest obfity, dobrej jakości, to informacje spoza próby statystycznej zazwyczaj nie są potrzebne.

Analizowana baza danych zawiera informacje o 40 transakcjach nieruchomościami gruntowymi, które były przeznaczone pod zabudowę na cele mieszkaniowe w Szczecinie. Poziom cen odnosi się do 2018 roku. Do opisu kształtowania się ceny jednostkowej nieruchomości wykorzystano informacje o powierzchni, uzbrojeniu, otoczeniu, dostępności komunikacyjnej, cechach fizycznych działki i lokalizacji. Powierzchnia to typowa cecha ilościowa, mierzona na skali ilorazowej. Pozostałe cechy mają charakter jakościowy i zostały wyrażone na skali porządkowej z trzema stanami: 0 – niekorzystny, 1 – przeciętny, 2 – korzystny.

W przypadku uzbrojenia, stany zostały zdefiniowane następująco: 0 – brak, 1 – niepełne, 2 – pełne. Stany cech w każdym przypadku zostały uporządkowane od najgorszego do najlepszego. Cechy są wyrażone na skali porządkowej, więc można jedynie stwierdzić, że dany stan jest lepszy od poprzedzającego, ale nie da się określić „o ile” lepszy.

Bazę danych transakcyjnych przygotował zespół rzeczoznawców majątkowych, którzy też zdefiniowali i przyporządkowywali cechom poszczególne stany. Szczegółowe informacje zaprezentowano w tabeli 1.1.

Tabela 1.1. Ceny transakcyjne i wartości/stany cech nieruchomości gruntowych przeznaczonych pod zabudowę mieszkaniową w Szczecinie (poziom cen z 2018 roku)

Lp.	Cena jednostkowa (zł/m ²)	Powierzchnia (m ²)	Uzbrojenie	Otoczenie	Dostępność komunikacyjna	Cechy fizyczne działki	Lokalizacja
1	2	3	4	5	6	7	8
1.	303,36	670	2	1	1	1	2
2.	231,02	1212	2	1	1	1	2
3.	245,00	1908	2	1	0	1	2
4.	273,68	760	2	1	0	1	2
5.	337,62	622	2	1	1	1	2
6.	239,18	970	2	1	0	1	2
7.	284,54	854	2	1	0	1	2
8.	280,81	641	2	1	0	1	2
9.	279,95	813	2	1	0	1	2
10.	135,50	1845	2	0	0	1	1
11.	280,00	733	2	1	0	1	2
12.	331,20	936	2	1	0	2	2
13.	280,00	720	2	1	0	1	2
14.	244,35	1637	2	1	1	1	2
15.	277,31	714	2	1	0	1	2
16.	209,58	1336	2	1	1	2	2
17.	273,52	1254	2	1	0	1	2
18.	228,48	1313	2	1	1	1	1
19.	290,00	861	2	1	0	1	2
20.	279,28	828	2	1	0	1	2
21.	280,00	815	2	1	0	1	2
22.	269,97	626	2	1	0	1	2

1	2	3	4	5	6	7	8
23.	200,00	1855	2	1	1	1	2
24.	133,70	1795	0	0	0	0	1
25.	286,18	1223	2	1	1	2	2
26.	250,42	599	2	1	0	1	2
27.	361,11	1440	2	1	1	1	2
28.	290,06	724	2	1	0	1	2
29.	255,42	1108	1	1	0	1	2
30.	182,89	1274	0	0	0	1	1
31.	289,71	894	2	1	0	1	2
32.	139,56	1906	2	1	0	1	1
33.	255,00	924	2	0	0	1	2
34.	194,34	1801	2	1	1	0	2
35.	248,07	907	1	1	1	0	2
36.	300,00	900	1	1	1	0	2
37.	249,24	654	2	1	1	2	2
38.	330,61	673	1	1	0	1	2
39.	237,73	1977	0	0	0	1	1
40.	179,82	684	2	0	1	0	2

Źródło: opracowanie własne z wykorzystaniem bazy danych przygotowanej przez zespół rzeczoznawców majątkowych.

W tabeli 1.2 przedstawiono podstawowe statystyki opisowe dla ceny i powierzchni. Jednostkowa cena gruntów zawierała się w przedziale ok. 134–361 zł/m², z medianą na poziomie 272 zł/m². Działki nie były duże, ich powierzchnia wahała się od ok. 600 m² do 2000 m², z medianą równą 903,5 m².

Tabela 1.2. Podstawowe statystyki dla ceny jednostkowej i powierzchni (cechy ilościowe)

Statystyka/cecha	Cena (zł/m ²)	Powierzchnia (m ²)
Min	133,7	599,0
Kwartył I	232,7	721,0
Mediana	271,8	903,5
Średnia	256,0	1085,2
Kwartył III	285,8	1330,3
Max	361,1	1977,0

Źródło: opracowanie własne.

W tabeli 1.3 przedstawiono udziały poszczególnych stanów cech nieruchomości. Pierwszy wniosek jest taki, że w przypadku każdej cechy występował jeden stan, który wyraźnie dominował. Przykładowo, 82,5% nieruchomości miało uzbrojenie korzystne, a 85% nieruchomości – otoczenie przeciętne. Przeważały nieruchomości z niekorzystną dostępnością komunikacyjną, przeciętnymi cechami fizycznymi działki i korzystną lokalizacją. Warto również zwrócić uwagę na to, że dla dwóch cech (otoczenie, dostępność komunikacyjna) nie wystąpiły nieruchomości z wariantem korzystnym. Z kolei w przypadku lokalizacji nie pojawił się stan niekorzystny. Oznacza to, że wpływu tych stanów cech nie da się oszacować na podstawie informacji z próby. W analizowanej bazie cen transakcyjnych, dla otoczenia, dostępności komunikacyjnej i lokalizacji występowały tylko dwa stany. W dalszej części rozdziału zaprezentowano sposoby umożliwiające określanie wpływu niewystępujących stanów cech, na podstawie informacji ekspertów rynku nieruchomości.

Tabela 1.3. Udziały poszczególnych stanów cech (cechy jakościowe)

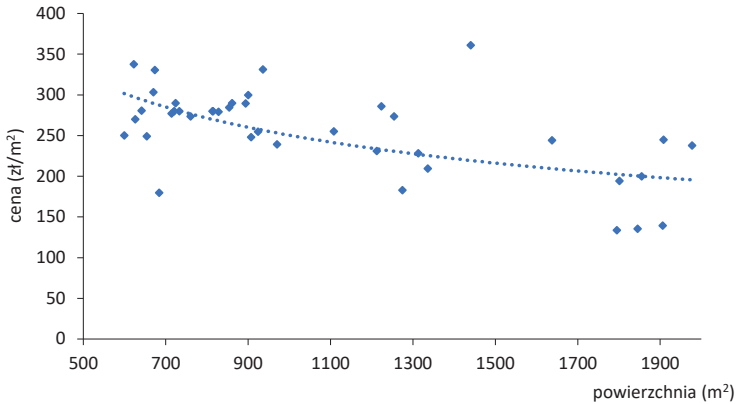
Stan cechy/cecha	Uzbrojenie	Otoczenie	Dostępność komunikacyjna	Cechy fizyczne działki	Lokalizacja
0	0,075	0,150	0,650	0,125	0,000
1	0,100	0,850	0,350	0,775	0,150
2	0,825	0,000	0,000	0,100	0,850
Suma	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000

Źródło: opracowanie własne.

Powiązania między ceną jednostkową nieruchomości i poszczególnymi cechami zobrazowano za pomocą korelogramów (rys. 1.1–1.6).

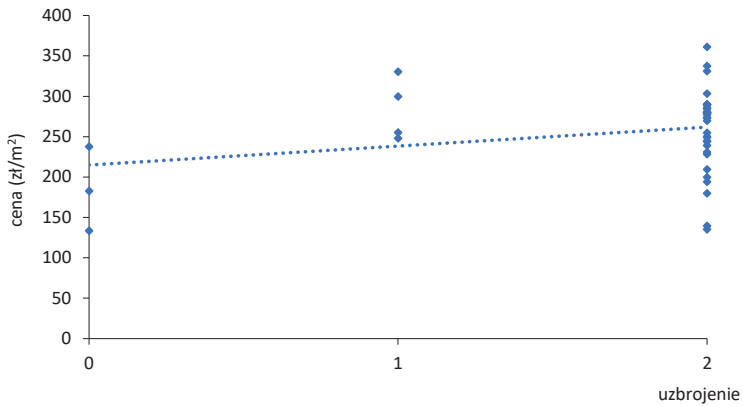
Na rysunkach 1.2–1.6, wyłącznie w celu lepszego zobrazowania charakteru związku, przedstawiono również dopasowane funkcje regresji prostej ceny nieruchomości względem kolejnych cech nieruchomości. Między ceną i powierzchnią działki występowała nieliniowa zależność ujemna, co jest zgodne ze znaną regułą, że cena jednostkowa jest wyższa dla mniejszych działek. Nieznaczące, dodatnie zależności występowały między ceną a pozostałymi cechami, z wyjątkiem dostępności komunikacyjnej. W przypadku otoczenia i dostępności komunikacyjnej brakuje stanu korzystnego. Stan niekorzystny nie występował w przypadku lokalizacji. Między ceną i dostępnością komunikacyjną trudno doszukiwać

się jakiegokolwiek związku. Określenie wpływu tej cechy na podstawie informacji z próby nie wydaje się możliwe.



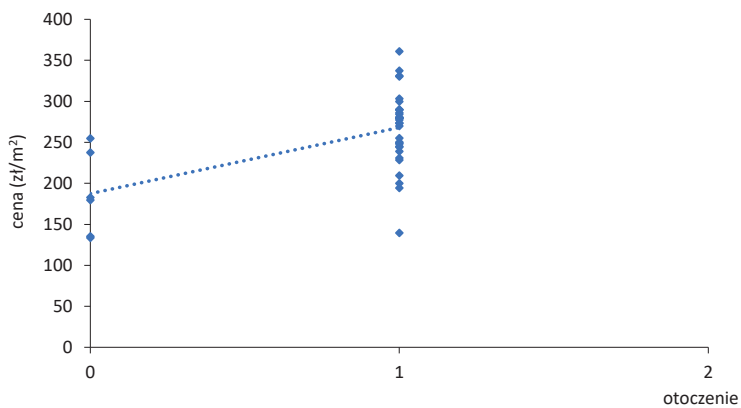
Rysunek 1.1. Związek między ceną jednostkową i powierzchnią działki (z dopasowaną funkcją potęgową)

Źródło: opracowanie własne.



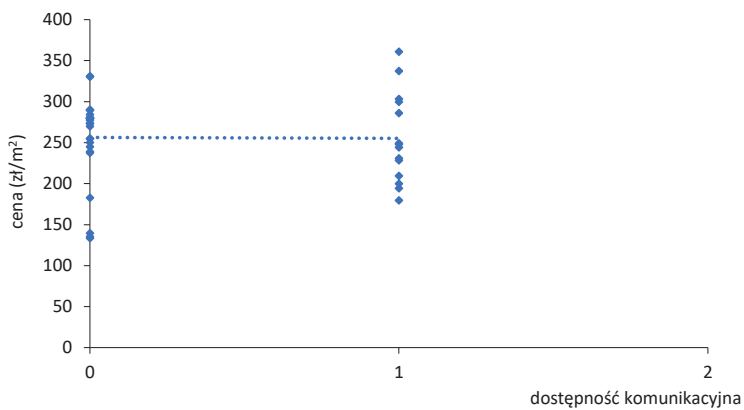
Rysunek 1.2. Związek między ceną jednostkową gruntu i jego uzbrojeniem

Źródło: opracowanie własne.



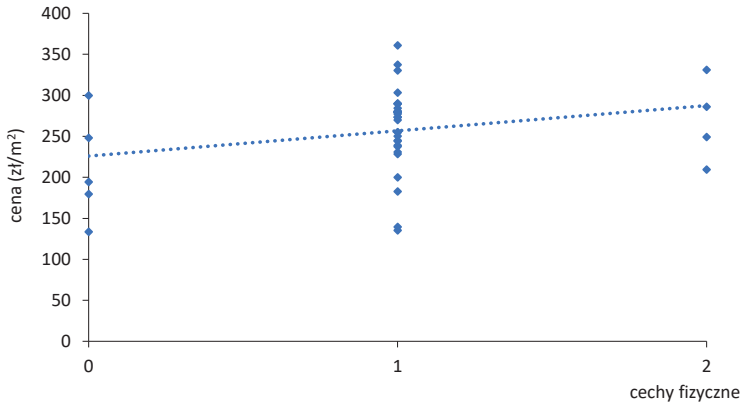
Rysunek 1.3. Związek między ceną jednostkową gruntu i jego otoczeniem

Źródło: opracowanie własne.



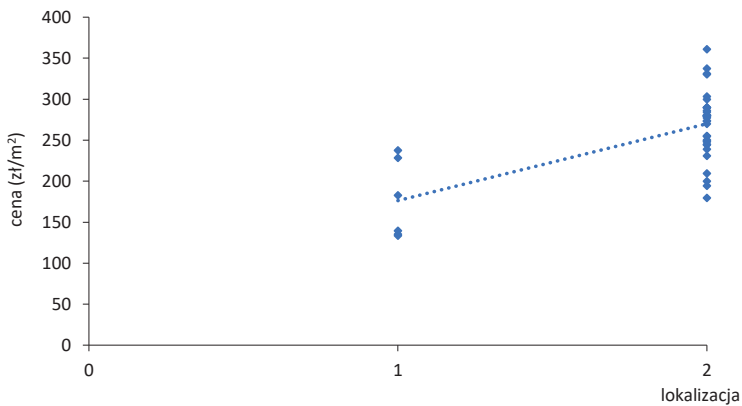
Rysunek 1.4. Związek między ceną jednostkową gruntu i dostępnością komunikacyjną

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 1.5. Związek między ceną jednostkową gruntu i cechami fizycznymi działki

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 1.6. Związek między ceną jednostkową i lokalizacją nieruchomości

Źródło: opracowanie własne.

W celu poprawy wyników estymacji parametrów modelu cen nieruchomości, poza informacjami statystycznymi (dane empiryczne), wykorzystano również informacje *a priori*, pochodzące od ekspertów rynku nieruchomości.

1.3. Informacje *a priori* o parametrach

Dla opisanej bazy danych szacowany będzie następujący model ceny gruntów:

$$\begin{aligned} \ln c_i = & \alpha_0 + \alpha_1 p_i + \alpha_{21} u_{1i} + \alpha_{22} u_{2i} + \alpha_{31} o_{1i} + \alpha_{32} o_{2i} + \alpha_{41} dk_{1i} + \\ & + \alpha_{42} dk_{2i} + \alpha_{51} cf_{1i} + \alpha_{52} cf_{2i} + \alpha_{61} l_{1i} + \alpha_{62} l_{2i} + u_i \end{aligned} \quad (1.1)$$

gdzie:

- c_i – cena jednostkowa i -tej nieruchomości, $i = 1, 2, \dots, n$, n – liczba nieruchomości,
- p_i – powierzchnia i -tej nieruchomości,
- uzbrojenie: u_{1i} – niepełne, u_{2i} – pełne,
- otoczenie: o_{1i} – przeciętne, o_{2i} – korzystne,
- dostępność komunikacyjna: dk_{1i} – przeciętna, dk_{2i} – korzystna,
- cechy fizyczne: cf_{1i} – przeciętne, cf_{2i} – korzystne,
- lokalizacja: l_{1i} – przeciętna, l_{2i} – korzystna,
- $\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_{62}$ – parametry strukturalne modelu (w przypadku cech jakościowych: k – numer cechy, p – numer stanu danej cechy, $k = 2, 3, 4, 5, 6$, $p = 1, 2$),
- u_i – składnik losowy.

Szacowany model ma postać log – liniową (jest to zlinearyzowany model wykładniczy). Wszystkie stany cech zostały wprowadzone do modelu ekonometrycznego jako zmienne zero-jedynkowe. Wartość „1” oznacza występowanie danego stanu cechy. Najgorsze stany cech jakościowych pominięto, gdyż w modelu występuje wyraz wolny. Model ze wszystkimi stanami cech jakościowych i wyrazem wolnym nie byłby możliwy do oszacowania (ściska współliniowość zmiennych objaśniających). Indeks „ i ” oznacza numer nieruchomości. Dla każdej cechy jakościowej zmienna zero-jedynkowa jest równa 1 tylko dla jednego stanu (wartości zmiennych zero-jedynkowych dla pozostałych stanów danej cechy są równe 0).

Informacje *a priori* mają postać wag przypisanych poszczególnym cechom nieruchomości i są równe:

- powierzchnia – 15%,
- uzbrojenie – 10%,
- otoczenie – 20%,
- dostępność komunikacyjna – 15%,

- cechy fizyczne – 10%,
- lokalizacja – 30%.

Informacje *a priori* będą miały formę restrymacji nakładanych na parametry modelu (1.1), dlatego konieczna jest ich transformacja. Parametry nie są tożsame z wagami cech. Wagi sumują się do 100%, ale nie musi tak być w przypadku parametrów. Suma parametrów modelu jest równa względnej (model wykładniczy) zmienności cen jednostkowych nieruchomości. „Przejście” z wag do parametrów modelu jest możliwe za pomocą poniższej zależności:

$$\alpha_{kp} = w_k \frac{P}{p_k - 1} \ln \left(\frac{c_{\max}}{c_{\min}} \right) \quad (1.2)$$

gdzie:

- α_{kp} – parametr wpływu stanu p cechy k , $p = 0, 1, 2$,
- w_k – waga k -tej cechy,
- p_k – liczba możliwych stanów cechy k ,
- c_{\max} – jednostkowa cena nieruchomości o najkorzystniejszych stanach cech,
- c_{\min} – jednostkowa cena nieruchomości o najmniej korzystnych stanach cech.

Poza powierzchnią, która jest cechą ilościową, w rozpatrywanej bazie danych każda cecha ma trzy możliwe stany (kodowane jako „0, 1, 2”), czyli dla każdej cechy $p_k = 3$. W bazie cen transakcyjnych nie występują nieruchomości, które mają stany wszystkich cech na najniższym poziomie. Nie ma również nieruchomości, której wszystkie cechy mają stany najkorzystniejsze. Nieruchomości te można wycenić, ich wartość można też wyznaczyć na podstawie opinii ekspertów. Przyjęto, że dopuszczalny zakres zmienności cen jednostkowych przedmiotowych nieruchomości to ok. 100–400 zł/m², a w ujęciu względnym $\ln(400/100)$.

Podsumowanie informacji *a priori* o parametrach przedstawiono w tabeli 1.4.

Wagi poszczególnych stanów cech określono przy założeniu liniowych „przejsć” między kolejnymi stanami. Przykładowo, jeżeli waga dla otoczenia jest równa 0,2, to waga dla otoczenia przeciętnego wynosi 0,1, natomiast dla otoczenia korzystnego 0,2. Analogicznie dla pozostałych cech. Na parametry nakładane będą restrymacje stochastyczne, czyli dopuszczalna będzie zmienność parametrów, dlatego wagi zapisano także w formie przedziałów dla parametrów (kolumna 3 i 4 w tab. 1.4). Przedziały wag mają w każdym przypadku szerokość 0,1, a wagi (z kolumny 2) różnią się od końców przedziału o $\pm 0,05$. Podawanie przedziałów

wag, a nie wag „punktowych” jest bliższe rzeczywistości, gdyż uwzględnia niepewność co do wartości tych wag.

Tabela 1.4. Informacje *a priori* o wagach cech gruntów pod zabudowę mieszkaniową w Szczecinie i parametrach modelu (1.1)

Zmienna	Wagi	Przedziały wag		Wartość oczekiwana parametru	Przedziały parametrów		Odchylenie standardowe	Wariancja
<i>const</i>	–	–	–	4,92700	4,9050	4,9490	0,0109	0,0001
<i>p_i</i>	0,150	0,100	0,200	–0,00015	–0,0001	–0,0002	0,0000	0,0000
<i>u_{1i}</i>	0,050	0,000	0,100	0,06900	0,0000	0,1390	0,0347	0,0012
<i>u_{2i}</i>	0,100	0,050	0,150	0,13900	0,0690	0,2080	0,0347	0,0012
<i>o_{1i}</i>	0,100	0,050	0,150	0,13900	0,0690	0,2080	0,0347	0,0012
<i>o_{2i}</i>	0,200	0,150	0,250	0,27700	0,2080	0,3470	0,0347	0,0012
<i>dk_{1i}</i>	0,075	0,025	0,125	0,10400	0,0350	0,1730	0,0347	0,0012
<i>dk_{2i}</i>	0,150	0,100	0,200	0,20800	0,1390	0,2770	0,0347	0,0012
<i>cf_{1i}</i>	0,050	0,000	0,100	0,06900	0,0000	0,1390	0,0347	0,0012
<i>cf_{2i}</i>	0,100	0,050	0,150	0,13900	0,0690	0,2080	0,0347	0,0012
<i>l_{1i}</i>	0,150	0,100	0,200	0,20800	0,1390	0,2770	0,0347	0,0012
<i>l_{2i}</i>	0,300	0,250	0,350	0,41600	0,3470	0,4850	0,0347	0,0012

– Nie dotyczy.

Źródło: opracowanie własne.

Kolumny 2–4 odnoszą się do wag, natomiast kolejne – już do parametrów. W kolumnie 5 podano wartości oczekiwane parametrów. Wartość oczekiwana wyrazu wolnego to zlogarytmowana jednostkowa cena minimalna: $\ln(c_{\min}) = \ln(138)$. Jest to wartość nieznacznie inna niż 133,7 zł z tabeli 1.1. Po uwzględnieniu opinii ekspertów założono, że przedział dla wyrazu wolnego to $\langle 135, 141 \rangle$, co po zlogarytmowaniu daje krańce przedziału dla wyrazu wolnego.

W przypadku powierzchni, sposób postępowania był inny niż dla pozostałych cech. Powierzchnia jest cechą ilościową o rozstępie ok. 1400 m² (zob. tab. 1.2). Wpływ powierzchni na cenę jednostkową jest ujemny, stąd ujemne wartości tego parametru. Wartość oczekiwana parametru przy zmiennej „powierzchnia” została określona jako $-0,15 \ln(c_{\max}/c_{\min})/1400$, gdzie 0,15 to waga dla powierzchni, a 1400 m² to rozstęp powierzchni w bazie cen transakcyjnych. Końce przedziału dla powierzchni wyznaczono analogicznie, przyjmując końce przedziału wagi

dla tej cechy równe 0,1 oraz 0,2. Przykładowo, lewy koniec przedziału parametru przy zmiennej „powierzchnia” obliczono jako $-0,1 \ln(c_{\max}/c_{\min})/1400$, a prawy koniec przedziału jako $-0,2 \ln(c_{\max}/c_{\min})/1400$.

Wartości oczekiwane pozostałych parametrów obliczono na podstawie formuły (1.2), podobnie obliczono końce przedziałów dla parametrów. Przy wyznaczaniu wartości oczekiwanej parametru przyjmowano wagi z kolumny 2 (tab. 1.4). Obliczając końce przedziałów parametrów, podstawiano końce przedziałów wag (kolumna 3 i 4).

Przyjęto, że parametry mają rozkład normalny, a przedział zawiera dany parametr z ufnością 0,95. Oznacza to, że końce przedziałów są oddalone od wartości oczekiwanej parametru o dwa odchylenia standardowe. Jeśli przedział dla parametru zapiszemy jako $\langle a, b \rangle$, to odchylenie standardowe jest równe $(b - a)/4$. Odchylenia standardowe zawiera przedostatnia kolumna tabeli 1.4. W kolumnie ostatniej są wariancje parametrów. Poza wyrazem wolnym i parametrem przy powierzchni, odchylenia standardowe (i wariancje) są jednakowe, ponieważ równe są szerokości przedziałów parametrów *a priori*. Jest to jedno z możliwych podejść, w którym nie różnicuje się przedziałów parametrów *a priori*.

1.4. Model cen gruntu bez informacji *a priori* (model MNK)

Model (1.1) nie powinien być szacowany bez informacji *a priori*, na przykład za pomocą klasycznej metody najmniejszych kwadratów (MNK). Przede wszystkim nie jest możliwe oszacowanie wpływu tych stanów cech, które nie występują w bazie danych. W analizowanym zbiorze są to – korzystne otoczenie (o_{2i}) i korzystna dostępność komunikacyjna (dk_{2i}) – to stany najlepsze. Problemem jest również oszacowanie wpływu wszystkich stanów cechy dla lokalizacji, ponieważ w bazie danych nie ma nieruchomości o lokalizacji niekorzystnej. Dla lokalizacji jeden stan musi zostać pominięty, w celu uniknięcia ścisłej współliniowości zmiennych (suma zmiennych zero-jedynkowych dla wszystkich stanów cechy daje kolumnę składającą się z 1, a w modelu jest wyraz wolny). Jeśli odrzucona zostanie lokalizacja przeciętna, to będzie ona stanowić punkt odniesienia. Zatem dla lokalizacji jest wprowadzana tylko jedna zmienna zero-jedynkowa (dla stanu korzystnego). W bazie danych nie ma nieruchomości o lokalizacji niekorzystnej, pomijany jest więc stan kolejny, czyli lokalizacja przeciętna. Wpływ lokalizacji

przeciętnej zawiera się w wyrazie wolnym, a model MNK nie pozwala na określenie ceny nieruchomości o lokalizacji niekorzystnej.

W tabeli 1.5 przedstawiono wyniki estymacji modelu (1.1) klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (MNK).

Tabela 1.5. Model ceny gruntów oszacowany MNK (bez informacji *a priori*)

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Student	<i>P</i> value
const	5,647	0,141	40,180	<0,0001
p_i	-0,0002	0,000	-2,719	0,011
u_{1i}	-0,186	0,153	-1,213	0,235
u_{2i}	-0,321	0,129	-2,490	0,018
o_{1i}	0,167	0,092	1,818	0,079
o_{2i}	–	–	–	–
dk_{1i}	0,064	0,057	1,130	0,267
dk_{2i}	–	–	–	–
cf_{1i}	0,273	0,087	3,145	0,004
cf_{2i}	0,221	0,105	2,100	0,044
l_{1i}	–	–	–	–
l_{2i}	-0,344	0,100	-3,454	0,002

– Brak możliwości oszacowania.

Źródło: opracowanie własne.

W całym rozdziale hipotezy dotyczące istotności parametrów modelu oraz własności składnika losowego weryfikowane są dla poziomu istotności $\alpha = 0,05$. Model MNK jest niewłaściwy z wielu powodów. Jak już wspomniano wcześniej, na podstawie informacji z próby nie jest możliwe oszacowanie wpływu wszystkich stanów cech, takich jak otoczenie, dostępność komunikacyjna, czy lokalizacja. Poza tym wpływ uzbrojenia jest ujemny (*ceteris paribus*), a tym samym niezgodny z oczekiwaniami teoretycznymi. Ujemny jest także wpływ lokalizacji korzystnej, co jest wnioskiem kuriozalnym. Dodatkowo, uzbrojenie pełne obniża wartość ceny jednostkowej w większym stopniu niż uzbrojenie niepełne, a zmienna zero-jedynkowa jest istotna statystycznie. Wpływ stanu korzystnego jest mniejszy od wpływu stanu przeciętnego również w przypadku cech fizycznych działki. Tego typu rezultaty są nie do zaakceptowania. Jakość informacji z próby nie prowadzi do rezultatów zgodnych z powszechnym przekonaniem.

Model MNK nie nadaje się do praktycznych zastosowań. Jego własności omówione zostaną jedynie w celach informacyjnych.

W modelu MNK nieistotny statystycznie okazał się wpływ takich zmiennych jak uzbrojenie niepełne (u_{1i}), otoczenie przeciętne (o_{1i}) i przeciętna dostępność komunikacyjna (dk_{1i}). Współczynnik determinacji jest równy $R^2 = 0,726$, a wariancja reszt $s^2 = 0,019$. Test RESET (weryfikujący hipotezę o poprawności przyjętej postaci analitycznej) wskazuje na poprawność specyfikacji ($p_{value} = 0,430$). Brakuje zatem podstaw do odrzucenia hipotezy, że przyjęta postać analityczna jest prawidłowa. Zgodnie z testem White'a i Breusch-Pagana nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy o homoskedastyczności składnika losowego. Wartości p_{value} w tych testach były równe odpowiednio 0,168 i 0,078. Test Doornika-Hansena nie daje podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o zgodności rozkładu składnika losowego z rozkładem normalnym ($p_{value} = 0,445$).

Mimo że weryfikacja modelu wypada dość korzystnie, niezgodne z oczekiwaniami ekspertów oceny parametrów oraz brak możliwości określenia wpływu wszystkich stanów cech dyskwalifikują model MNK. Wynika to z ograniczeń informacji z próby. Poza tym model z takimi ocenami parametrów nie nadaje się do określania cen teoretycznych, bowiem po jego zastosowaniu mogłoby się okazać, że wyższą cenę jednostkową ma nieruchomości o gorszych stanach cech. Model cen nieruchomości powinien uwzględniać wpływ wszystkich stanów cech, szczególnie jeśli ma mieć wartość praktyczną. Często informacje z próby nie pozwalają jednak na oszacowanie wpływu każdego stanu cechy. Nie musi to zawsze wynikać z małej liczby transakcji w bazie danych. Nawet jeżeli jest wiele transakcji, ale nieruchomości są do siebie bardzo podobne (do czego często dochodzi na rynku pierwotnym), to niektóre cechy mogą nie wykazywać zmienności, a ich wpływu na cenę nie da się oszacować na podstawie informacji z próby.

W dalszej części rozdziału przedstawiono modele ekonometryczne, w których wykorzystano nie tylko informacje z próby, ale również informacje *a priori*, umożliwiające oszacowanie wpływu wszystkich cech (lub stanów cech). Informacje *a priori* mogą pochodzić od ekspertów z lokalnego rynku nieruchomości lub od rzeczoznawców majątkowych.

1.5. Estymacja mieszana parametrów modelu cen gruntu

Model (1.1) w zapisie macierzowym ma następującą postać

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (1.3)$$

gdzie:

\mathbf{y} – wektor logarytmów cen jednostkowych o wymiarze $[n \times 1]$,

\mathbf{X} – macierz wartości zmiennych objaśniających o wymiarze $[n \times k]$,

k – liczba parametrów modelu (włącznie z wyrazem wolnym),

$\boldsymbol{\beta}$ – wektor parametrów modelu o wymiarze $[k \times 1]$,

\mathbf{u} – wektor zakłóceń losowych o wymiarze $[n \times 1]$.

Model (1.3) uwzględnia tylko informacje z próby. Zazwyczaj przyjmowane są standardowe założenia, zgodnie z którymi macierz \mathbf{X} zawiera elementy nie-losowe i ma pełny rząd kolumnowy równy k , wartość oczekiwana zakłóceń losowych jest równa zero: $E(\mathbf{u}) = 0$, a wariancja zakłóceń jest stała (składnik losowy jest homoskedastyczny): $E(\mathbf{u}\mathbf{u}') = \sigma^2\mathbf{I}$. W przypadku rozpatrywanej bazy danych, część z tych założeń nie jest spełniona. Zmienne objaśniające są losowe (ich wartości nie są dobierane przez badacza). Macierz \mathbf{X} nie ma pełnego rzędu kolumnowego, gdyż nie wszystkie stany cech występują w bazie danych. Kolejnym powodem braku pełnego rzędu kolumnowego macierzy \mathbf{X} może być ścisła współliniowość zmiennych objaśniających. Z tego powodu nie da się wyznaczyć macierzy $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$. Wiąże się to z osobliwością macierzy $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ (jej wyznacznik jest równy 0). Wyniki przeprowadzonych wcześniej testów White'a i Breusch-Pagana wskazują na brak możliwości odrzucenia hipotezy o homoskedastyczności składnika losowego. Z tego powodu nie jest rozważana ogólniejsza postać macierzy kowariancji zakłóceń losowych: $E(\mathbf{u}\mathbf{u}') = \boldsymbol{\Omega}$.

Informacje *a priori* o parametrach przyjmują postać stochastycznych restrykcji:

$$\mathbf{r} = \mathbf{R}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{v} \quad (1.4)$$

gdzie:

\mathbf{r} – wektor wartości oczekiwanych parametrów o wymiarze $[j \times 1]$,

j – liczba restrykcji,

\mathbf{R} – macierz o wymiarze $[j \times k]$ uwzględniająca restrykcje,

$\boldsymbol{\beta}$ – wektor parametrów modelu o wymiarze $[k \times 1]$,

\mathbf{v} – wektor o wymiarze $[j \times 1]$ zawierający informacje *a priori* o błędach parametrów.

Jeśli liczba restrykcji j jest równa liczbie parametrów modelu k , to wektory r i β są o wymiarze $[k \times 1]$. Informacje *a priori* o wartościach oczekiwanych parametrów przedstawiono w tabeli 4 (kolumna 5). Wektor $R\beta$ zawiera j liniowych kombinacji składowych wektora β . Restrykcje nakładane są na wszystkie parametry modelu (1.3), stąd $j = k$, a macierz R jest macierzą jednostkową. Przyjęto, że wektor v jest niezależny od u , a macierz momentów drugiego rzędu tego wektora jest równa: $E(vv') = \Psi$. Jest to macierz kowariancji błędów parametrów *a priori*. W analizowanym przypadku macierz ta jest diagonalna, a na głównej przekątnej znajdują się wariancje *a priori* parametrów (ostatnia kolumna w tab. 1.4).

Po połączeniu informacji z próby w formie (1.3) i informacji *a priori* (1.4) otrzymujemy:

$$\begin{bmatrix} y \\ r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X \\ R \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} u \\ v \end{bmatrix} \quad (1.5)$$

Macierz momentów drugiego rzędu błędów ma postać:

$$E\left(\begin{bmatrix} u \\ v \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u' & v' \end{bmatrix}\right) = \begin{bmatrix} \sigma^2 \mathbf{I} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \Psi \end{bmatrix} \quad (1.6)$$

Założono, że wektory błędów w próbie (u) i *a priori* (v) są niezależne. Bloki poza główną przekątną macierzy (1.6) składają się z 0.

Estymator mieszany, będący estymatorem UMNK (Uogólnionej Metody Najmniejszych Kwadratów) przedstawia się następująco:

$$\mathbf{b}_m = \left(\begin{bmatrix} X' & R' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma^2 \mathbf{I} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \Psi \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X \\ R \end{bmatrix} \right)^{-1} \begin{bmatrix} X' & R' \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma^2 \mathbf{I} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \Psi \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} y \\ r \end{bmatrix} \quad (1.7)$$

$$\mathbf{b}_m = (\sigma^{-2} \mathbf{X}'\mathbf{X} + \mathbf{R}'\Psi^{-1}\mathbf{R})^{-1} (\sigma^{-2} \mathbf{X}'y + \mathbf{R}'\Psi^{-1}r) \quad (1.8)$$

Z kolei macierz kowariancji estymatora \mathbf{b}_m to:

$$\mathbf{V}(\mathbf{b}_m) = (\sigma^{-2} \mathbf{X}'\mathbf{X} + \mathbf{R}'\Psi^{-1}\mathbf{R})^{-1} \quad (1.9)$$

W powyższych wzorach przyjęto, że znana jest wariancja składnika losowego σ^2 . Jeżeli σ^2 nie jest znane, można użyć estymatora wariancji składnika losowego otrzymanego za pomocą MNK:

$$s^2 = (\mathbf{y}'\mathbf{y} - \mathbf{y}'\mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}) / (n - k) \quad (1.10)$$

W oszacowanym wcześniej modelu MNK, estymator wariancji składnika losowego był równy $s^2 = 0,019$.

W pracy Theila (1963) zaproponowano również opartą na rozkładzie χ^2 statystykę, która umożliwia weryfikację hipotezy o zgodności informacji *a priori* z informacjami z próby. Chodzi o zgodność ocen parametrów modelu. Przedstawiono również miary udziału informacji *a priori* oraz informacji z próby.

Statystyka $\hat{\gamma}$ służąca weryfikacji hipotezy o zgodności poszczególnych rodzajów informacji ma asymptotyczny rozkład χ^2 z k stopniami swobody:

$$\hat{\gamma} = (\mathbf{r} - \mathbf{Rb})' \left[s^2 \mathbf{R}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{R}' + \mathbf{\Psi} \right]^{-1} (\mathbf{r} - \mathbf{Rb}) \quad (1.11)$$

gdzie: $\mathbf{b} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}$ to estymator MNK oparty na informacjach z próby. W rozpatrywanym modelu nie można obliczyć statystyki (1.11), gdyż – jak wyjaśniono wcześniej – nie jest możliwe wyznaczenie macierzy $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$.

Udział informacji *a priori* (θ_p) oraz informacji z próby (θ_s) wyznacza się następująco:

$$\theta_p = \frac{1}{k} \text{tr} \mathbf{R}' \mathbf{\Psi}^{-1} \mathbf{R} (s^{-2} \mathbf{X}'\mathbf{X} + \mathbf{R}' \mathbf{\Psi}^{-1} \mathbf{R})^{-1} \quad (1.12)$$

$$\theta_s = \frac{1}{k} \text{tr} s^{-2} \mathbf{X}'\mathbf{X} (s^{-2} \mathbf{X}'\mathbf{X} + \mathbf{R}' \mathbf{\Psi}^{-1} \mathbf{R})^{-1} \quad (1.13)$$

Wzory te zaproponowano w artykule Theila (1963). Skrót „tr” oznacza ślad macierzy.

Wyniki estymacji mieszanej przedstawiono w tabeli 1.6. W celach porównawczych zamieszczono również parametry *a priori* oraz wyniki otrzymane za pomocą MNK.

W przypadku estymacji mieszanej, inaczej niż w modelu MNK, wszystkie oceny parametrów mają znaki i wielkości zgodne z oczekiwaniami, wynikającymi z wiedzy eksperckiej. Wpływ powierzchni jest w każdym przypadku zbliżony. Największy wpływ na cenę jednostkową gruntów miała lokalizacja i otoczenie. W estymacji mieszanej wpływ tych najkorzystniejszych stanów cech, które nie występowały w bazie danych (o_{2i} – otoczenie korzystne, dk_{2i} – korzystna dostępność komunikacyjna) jest równy wartościom *a priori*. Różnice obserwujemy w przypadku lokalizacji przeciętnej. W odniesieniu do lokalizacji

nie występował najgorszy stan (lokalizacja niekorzystna), jest to stan referencyjny dla pozostałych stanów cech. Wpływ lokalizacji niekorzystnej zawiera się w wyrazie wolnym, w którym jest też wpływ najgorszych stanów pozostałych cech jakościowych.

Tabela 1.6. Parametry *a priori* wraz z wynikami estymacji mieszanej i wynikami MNK

Zmienna	Parametry <i>a priori</i>	MNK		Estymacja mieszana			
		ocena parametru	błąd szacunku	ocena parametru	błąd szacunku	t-stat	<i>p</i> _{value}
const	4,605	5,647	0,141	4,895	0,052	94,314	0,000
<i>p</i> _{<i>i</i>}	-0,00015	-0,00017	0,00006	-0,00014	0,00002	-6,272	0,000
<i>u</i> _{1<i>i</i>}	0,069	-0,186	0,153	0,093	0,032	2,930	0,007
<i>u</i> _{2<i>i</i>}	0,139	-0,321	0,129	0,106	0,030	3,553	0,001
<i>o</i> _{1<i>i</i>}	0,139	0,167	0,092	0,149	0,030	4,921	0,000
<i>o</i> _{2<i>i</i>}	0,277	–	–	0,277	0,035	8,000	0,000
<i>dk</i> _{1<i>i</i>}	0,104	0,064	0,057	0,070	0,028	2,514	0,018
<i>dk</i> _{2<i>i</i>}	0,208	–	–	0,208	0,035	6,000	0,000
<i>cf</i> _{1<i>i</i>}	0,069	0,273	0,087	0,124	0,029	4,271	0,000
<i>cf</i> _{2<i>i</i>}	0,139	0,221	0,105	0,128	0,032	4,026	0,000
<i>l</i> _{1<i>i</i>}	0,208	–	–	0,222	0,031	7,095	0,000
<i>l</i> _{2<i>i</i>}	0,416	-0,344	0,100	0,435	0,031	14,145	0,000
<i>R</i> ²	0,489	0,726		0,569			

Źródło: opracowanie własne.

Dla każdego modelu wyznaczono współczynnik determinacji (dla logarytmów cen). Co zrozumiałe, największym dopasowaniem (0,726) charakteryzował się model MNK. Dopasowanie modelu estymacji mieszanej było równe 0,569, natomiast modelu (deterministycznego) z parametrami *a priori* – 0,489. Oceny parametrów MNK są wyznaczone w ten sposób, że minimalizowana jest wariancja reszt, a tym samym – maksymalizowany jest współczynnik determinacji. Prowodzi to jednak do nieprawidłowych ocen parametrów, dlatego współczynnik determinacji nie może być w takim wypadku kryterium decydującym. Estymacja mieszana daje znacznie mniejsze błędy szacunku parametrów. Wartości statystyk t-Studenta i wartości *p*_{value} wskazują na istotność parametrów modelu w estymacji mieszanej. Warto zwrócić uwagę na bardzo niskie wartości *p*_{value}, podczas gdy w modelu MNK było wiele parametrów nieistotnych.

Generalnie, oceny parametrów w estymacji mieszanej są dość zbliżone do wartości parametrów *a priori*. Na podstawie miar (1.12) i (1.13) można stwierdzić, że udział informacji z próby ($\theta_s = 0,234$) był znacznie mniejszy od udziału informacji *a priori* ($\theta_p = 0,766$). Informacje *a priori* zdominowały wyniki estymacji. Estymator mieszany daje wyniki zgodne z oczekiwaniami teoretycznymi wynikającymi z wiedzy eksperckiej. Znaki ocen parametrów są właściwe (*ceteris paribus*), a korzystniejsze stany cech zwiększają jednostkową cenę nieruchomości (inaczej niż w modelu MNK).

1.6. Własności predyktywne ekonometrycznych modeli cen gruntu

Podstawowym kryterium weryfikacji modeli cen nieruchomości powinny być ich własności predyktywne. Model jest tym lepszy, im lepiej prognozuje ceny w zbiorze testowym. W celu przeanalizowania zdolności predyktywnych omawianych modeli przeprowadzono eksperyment symulacyjny. W eksperymencie były rozpatrywane trzy modele. Pierwszy to model deterministyczny, z parametrami określonymi *a priori*, na podstawie wag zasugerowanych przez ekspertów. Kolejne dwa modele to model MNK oraz model estymacji mieszanej.

Eksperyment przebiegał następująco:

- zbiór 40 nieruchomości dzielono w sposób losowy na zbiór uczący (30 nieruchomości) oraz zbiór testowy (10 nieruchomości),
- na podstawie informacji o 30 nieruchomościach ze zbioru uczącego szacowany jest model MNK i model estymacji mieszanej,
- wyznaczane są ceny teoretyczne 10 nieruchomości ze zbioru testowego, w tym również na podstawie modelu z parametrami określonymi *a priori*,
- wyznaczane są średnie błędy predykcji: MPE (Mean Percentage Error) oraz MAPE (Mean Absolute Percentage Error),
- zapisywane są oceny parametrów modeli (model MNK, estymacja mieszana),
- powyższy schemat jest powtarzany 1000 razy (1000 losowań).

Do oceny jakości predykcji wykorzystano średni błąd procentowy, który informuje o obciążeniu prognoz: $MPE = (c_i - \hat{c}_i) / c_i$, gdzie c_i to rzeczywista jednostkowa cena nieruchomości, a \hat{c}_i to cena teoretyczna, otrzymana na podstawie danego modelu. W przypadku MPE, błędy o różnych znakach wzajemnie się

niwelują. Między innymi z tego powodu do oceny efektywności prognoz zastosowano też średni absolutny błąd procentowy – $MAPE = |c_i - \hat{c}_i| / c_i$.

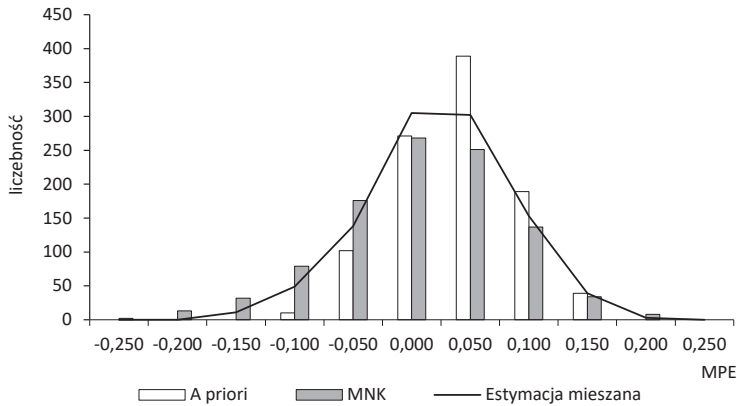
Informacje o błędach MPE oraz MAPE, które wyznaczono dla 1000 losowań przedstawiono w tabeli 1.7 oraz na rysunkach 1.7–1.8.

Tabela 1.7. Statystyki rozkładu błędu MPE oraz MAPE w zbiorach testowych dla 1000 losowań

Statystyka\model	MPE			MAPE		
	<i>a priori</i>	estymacja mieszana	MNK	<i>a priori</i>	estymacja mieszana	MNK
Min	-0,140	-0,195	-0,333	0,052	0,047	0,049
Kwartyl pierwszy	-0,019	-0,041	-0,060	0,109	0,100	0,113
Mediana	0,015	0,000	-0,012	0,130	0,122	0,137
Średnia	0,013	-0,002	-0,016	0,130	0,122	0,143
Kwartyl trzeci	0,047	0,038	0,034	0,151	0,143	0,165
Max	0,144	0,152	0,186	0,222	0,227	0,384

Źródło: opracowanie własne.

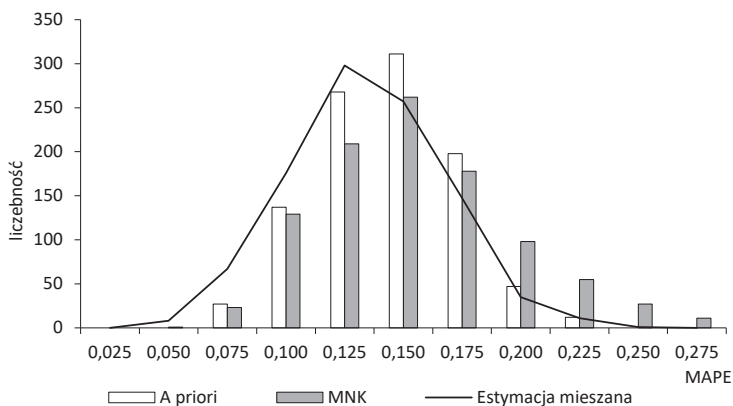
Z punktu widzenia obciążoności predykcji najważniejsza jest średnia wartość MPE. Średnia dla MPE była najbliższa 0 w przypadku estymacji mieszanej, dla której prognozy cen w zbiorach testowych były praktycznie nieobciążone (MPE = -0,002). Również mediana (dla MPE) była równa 0, inaczej niż dla pozostałych dwóch modeli. Rozstęp MPE był największy dla modelu MNK, a najmniejszy – dla modelu z parametrami określonymi *a priori*. Z perspektywy nieobciążoności predykcji, estymacja mieszana daje najlepsze rezultaty, co potwierdzają również dane zaprezentowane na rysunku 1.7. Rozkład błędu MPE dla prognoz wyznaczonych za pomocą modelu estymacji mieszanej cechuje się mniejszą asymetrią oraz jest więcej błędów o mniejszej wartości. Wartości teoretyczne otrzymywane na podstawie modelu z parametrami określonymi *a priori* były nieznacznie zaniżone (przeważają błędy dodatnie), a w przypadku modelu MNK – nieznacznie zawyżone (przeważają błędy ujemne).



Rysunek 1.7. Rozkład błędu MPE (po 1000 losowaniach)

Źródło: opracowanie własne.

Błąd MAPE również wskazuje na większą efektywność prognoz otrzymanych na podstawie modelu estymacji mieszanej. Średnia oraz mediana błędu MAPE dla estymacji mieszanej wynosiły 0,12, podczas gdy dla modelu z parametrami ustalonymi *a priori* było to 0,13, a dla modelu MNK – około 0,14. Rozkład MAPE (rys. 1.8) wskazuje na wyraźną przewagę błędów o mniejszej wartości dla estymacji mieszanej. W przypadku modelu MNK, zauważalna jest przewaga błędów w przedziałach z dużymi wartościami MAPE.



Rysunek 1.8. Rozkład błędu MAPE (po 1000 losowaniach)

Źródło: opracowanie własne.

Poza błędami predykcji, interesujące jest również kształtowanie się rozkładów ocen parametrów modeli. W przeprowadzonym eksperymencie, dla estymacji mieszanej i modelu MNK, uzyskano około 1000 ocen każdego parametru. W przypadku modelu MNK części parametrów nie można oszacować – chodzi o parametry przy zmiennych zero-jedynkowych, które nie występują w bazie danych. Jak to wyjaśniono już wcześniej, nie wszystkie stany cech pojawiają się w bazie danych. W poszczególnych losowaniach może ponadto wystąpić sytuacja, gdy zmienna (lub zmienne) nie wykazuje zmienności, czyli np. jest równa wyłącznie 0 lub 1. W takich przypadkach ocena parametru nie może być wyznaczona, a zmienna jest z modelu odrzucana. Tego typu problemy nie dotyczą estymacji mieszanej. Jeżeli zmienna nie występuje w bazie danych, decydujący wpływ na ocenę parametru ma informacja *a priori*.

Średnie i odchylenia standardowe ocen parametrów modeli wyznaczone na podstawie 1000 losowań zaprezentowano w tabeli 1.8. W celach porównawczych w ostatniej kolumnie zamieszczono również wartości oczekiwane parametrów *a priori*. Rozkłady ocen parametrów zaprezentowano na rysunkach 1.9–1.17.

Tabela 1.8. Średnia i odchylenie standardowe ocen parametrów szacowanych modeli (model MNK, estymacja mieszana)

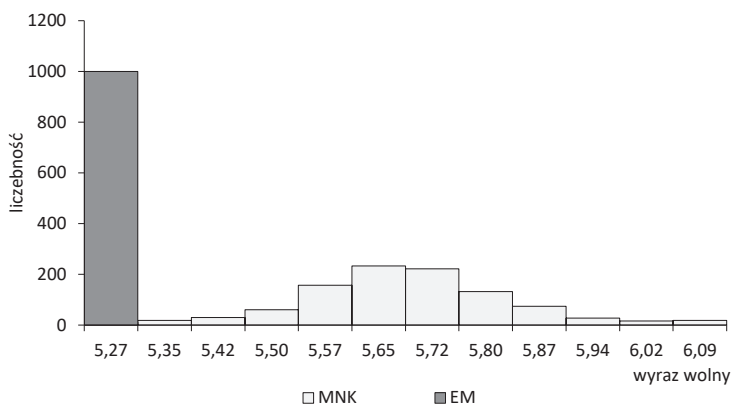
Zmienna	MNK		Estymacja mieszana		<i>A priori</i>
	średnia	odchylenie standardowe	średnia	odchylenie standardowe	
const	5,6460	0,1490	4,9290	0,0010	4,9270
p_i	-0,0002	0,0001	-0,0001	0,0000	-0,0001
u_{1i}	-0,1830	0,1550	0,0880	0,0070	0,0690
u_{2i}	-0,3180	0,1430	0,1080	0,0100	0,1390
o_{1i}	0,1660	0,0740	0,1430	0,0090	0,1390
o_{2i}	–	–	0,2770	0,0000	0,2770
dk_{1i}	0,0590	0,0530	0,0720	0,0110	0,1040
dk_{2i}	–	–	0,2080	0,0000	0,2080
cf_{1i}	0,2660	0,0810	0,1120	0,0110	0,0690
cf_{2i}	0,2130	0,1020	0,1270	0,0100	0,1390
l_{1i}	–	–	0,2170	0,0120	0,2080
l_{2i}	-0,3510	0,1130	0,4250	0,0080	0,4160

– Brak możliwości oszacowania parametru.

Źródło: opracowanie własne.

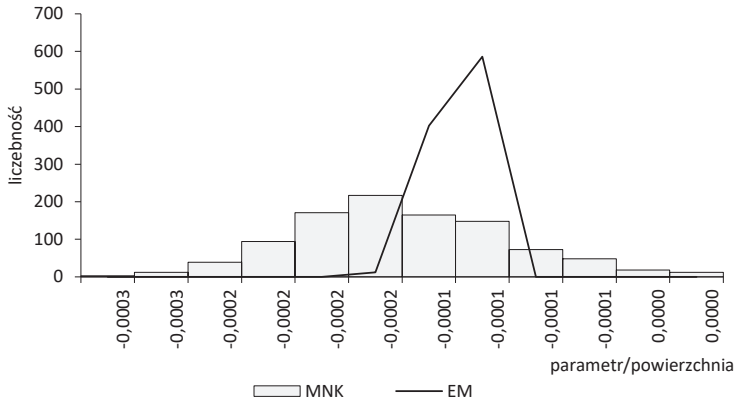
W przypadku modelu MNK nie jest możliwe wyznaczenie rozkładów ocen parametrów przy takich zmiennych jak otoczenie korzystne (o_{2i}), korzystna dostępność komunikacyjna (dk_{2i}) oraz lokalizacja przeciętna (l_{1i}). W przypadku estymacji mieszanej, parametry przy pierwszych dwóch z tych zmiennych mają wartości równe wartościom *a priori*, a odchylenia standardowe są z definicji równe 0. Nieco inaczej jest w przypadku zmiennej l_{1i} , której wpływ w modelu MNK uwidacznia się w wyrazie wolnym. Ocena parametru przy tej zmiennej w modelu estymacji mieszanej nieznacznie różni się od wartości *a priori*, a odchylenie standardowe jest różne od 0.

Generalny wniosek jest taki, że estymacja mieszana cechuje się znacznie większą efektywnością niż wyniki uzyskane MNK. Wskazują na to znacznie większe odchylenia standardowe ocen parametrów modelu MNK, co wyraźnie widać w tabeli 1.8 i na rysunkach 1.9–1.17. W przypadku MNK rozproszenie rozkładów ocen parametrów jest znacznie większe niż dla estymacji mieszanej.



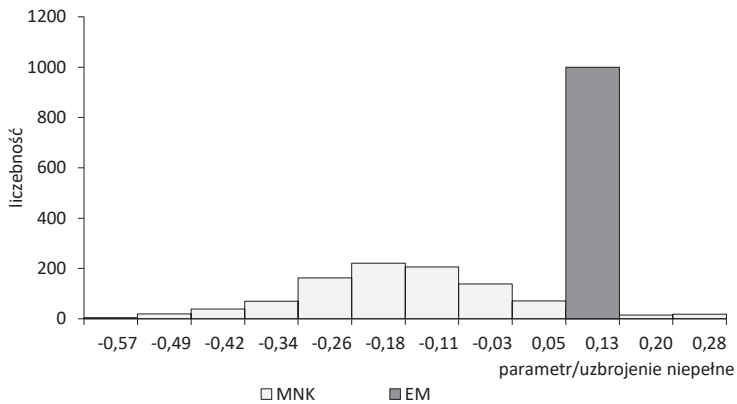
Rysunek 1.9. Rozkład oceny wyrazu wolnego (model MNK, EM – estymacja mieszana)

Źródło: opracowanie własne.



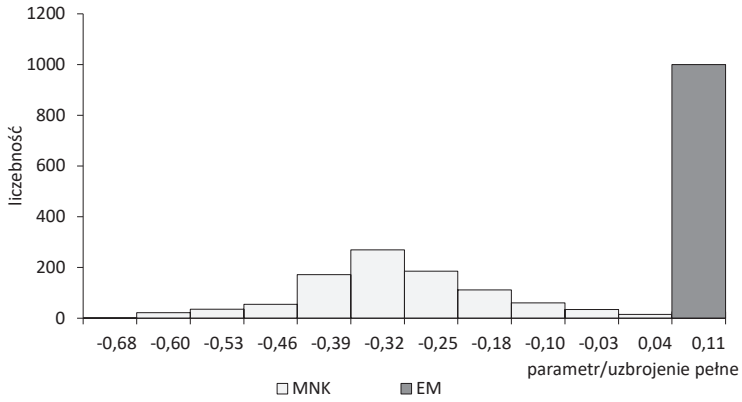
Rysunek 1.10. Rozkład oceny parametru przy zmiennej *powierzchnia*

Źródło: opracowanie własne.



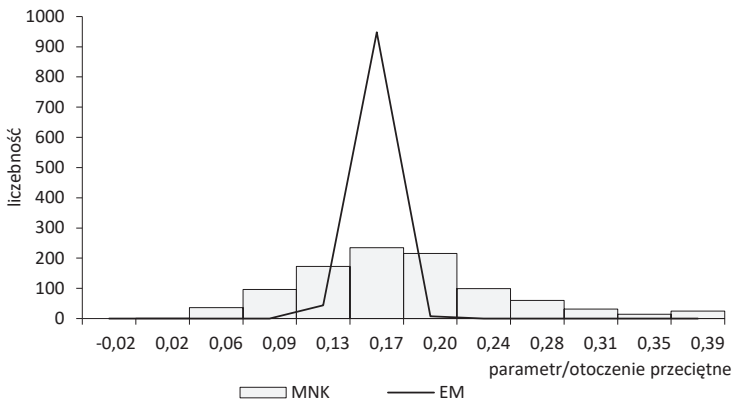
Rysunek 1.11. Rozkład oceny parametru przy zmiennej *uzbrojenie niepełne*

Źródło: opracowanie własne.



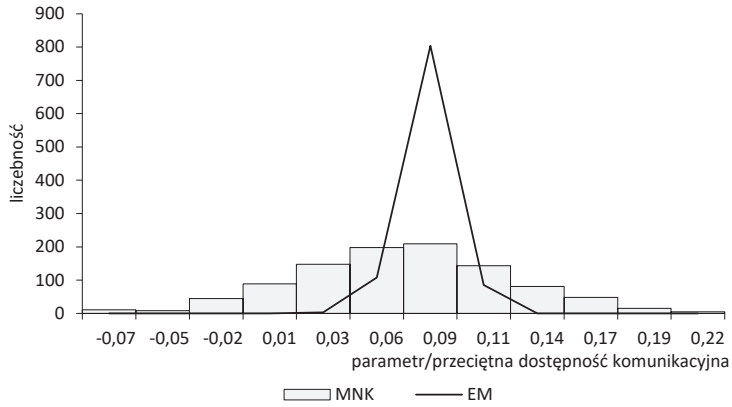
Rysunek 1.12. Rozkład oceny parametru przy zmiennej *uzbrojenie pelne*

Źródło: opracowanie własne.



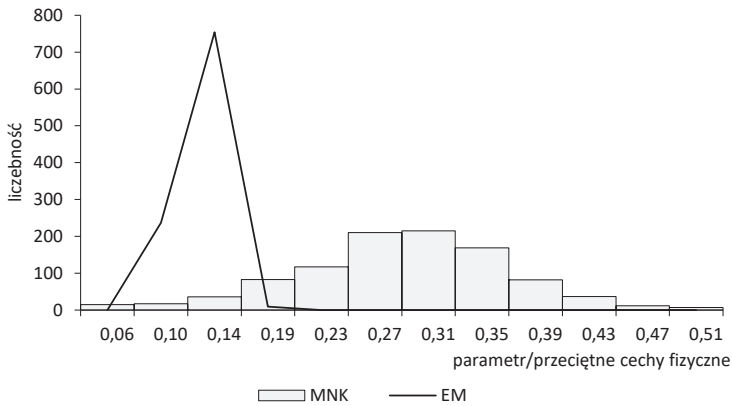
Rysunek 1.13. Rozkład oceny parametru przy zmiennej *otoczenie przeciętne*

Źródło: opracowanie własne.



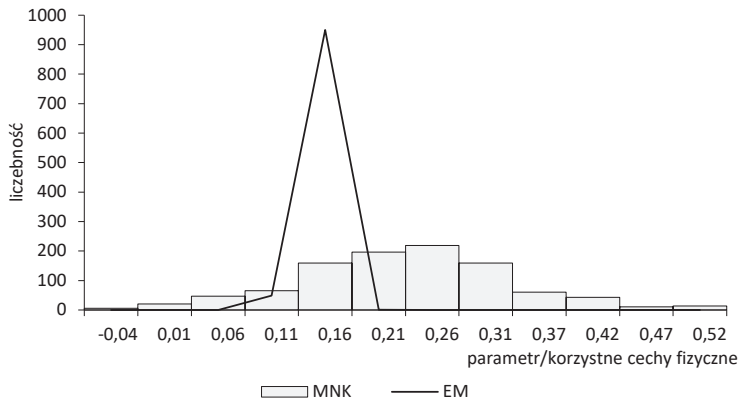
Rysunek 1.14. Rozkład oceny parametru przy zmiennej *przeciętna dostępność komunikacyjna*

Źródło: opracowanie własne.



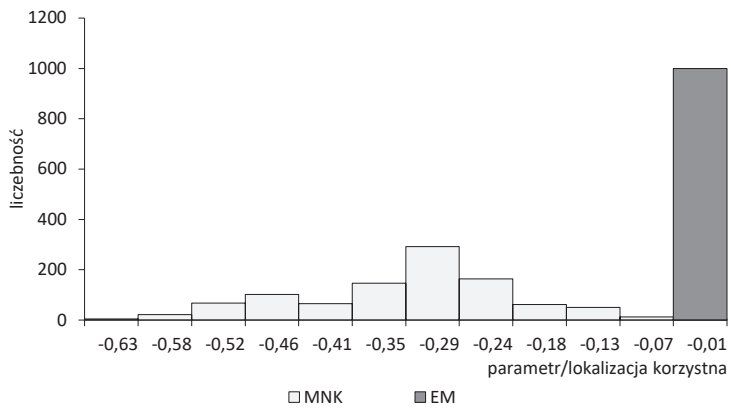
Rysunek 1.15. Rozkład oceny parametru przy zmiennej *przeciętne cechy fizyczne*

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 1.16. Rozkład oceny parametru przy zmiennej *korzystne cechy fizyczne*

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 1.17. Rozkład oceny parametru przy zmiennej *lokalizacja korzystna*

Źródło: opracowanie własne.

Podsumowanie

Podstawowym wnioskiem wynikającym z przeprowadzonych badań jest to, że informacje z próby są niewystarczające do zbudowania prawidłowego ekonometrycznego modelu cen nieruchomości. Wyniki uzyskane za pomocą modelu oszacowanego MNK są nie do zaakceptowania. Niezgodne z oczekiwaniami są znaki ocen parametrów. Cechy (poza powierzchnią) oraz ich stany zdefiniowano w taki sposób, że ich wpływ na cenę jednostkową nieruchomości powinien być dodatni. W modelu MNK wpływ ten jest w wielu przypadkach ujemny i, dodatkowo, istotny statystycznie. Są ponadto sytuacje, w których w modelu MNK lepszy stan cech zwiększa cenę w mniejszym stopniu niż stan gorszy. Jest tak w przypadku cech fizycznych działek (tab. 1.6). Poza tym, w modelu MNK uzbrojenie pełne obniża cenę jednostkową w większym stopniu niż uzbrojenie niepełne. Dodatkowo, wpływu części stanów cech nie da się określić, ponieważ nie występują one w bazie cen transakcyjnych.

Rozwiązaniem tego problemu może być estymacja mieszana ekonometrycznego modelu cen nieruchomości, w której uwzględnia się informacje *a priori* o parametrach. W badaniu zaproponowano, aby na podstawie przedziałów wag cech nieruchomości, zakładając rozkład normalny parametrów, wyznaczyć przedziały ich wartości. Na podstawie zdefiniowanych w ten sposób przedziałów można określić wartości oczekiwane oraz odchylenia standardowe parametrów *a priori*.

Wyniki analiz potwierdziły, że estymacja mieszana prowadzi do dużo lepszych rezultatów niż model oszacowany MNK. Estymacja mieszana wypada również korzystniej niż model deterministyczny, w którym uwzględnia się tylko informacje *a priori*. Świadczy to o tym, że najlepszym rozwiązaniem jest łączenie informacji z próby z informacjami *a priori*, jak w estymacji mieszanej. Model oszacowany tą techniką ma oceny zgodne z oczekiwaniami teoretycznymi. Umożliwia ponadto oszacowanie wpływu nawet tych cech (stanów cech), które nie występują w bazie danych. W takiej sytuacji ocena parametru jest determinowana przez wartość oczekiwaną parametru *a priori*.

Przeprowadzony eksperyment symulacyjny, oparty na 1000 losowaniach, wskazuje również na to, że zdolności predyktywne w zbiorach testowych są najlepsze dla modelu estymacji mieszanej. Rozkłady ocen parametrów świadczą o większej efektywności estymatorów „mieszanych”.

W pierwszym etapie badań, poza zaprezentowanymi modelami, rozważany był również model bayesowski, regresja grzbietowa, model z restrykcjami w postaci nierówności, czy też model LASSO. Informacje statystyczne nie pozwoliły jednak na zastosowanie tych narzędzi. Uwzględniany był np. bayesowski model regresji z naturalnie sprzężonym rozkładem normalnym – gamma, który można rozwiązać analitycznie (bez metod numerycznych). Modelu tego jednak nie dało się oszacować ze względu na niewystępowanie części stanów cech nieruchomości w bazie danych. Niemożliwe było wyznaczenie macierzy $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$. Z podobnych przyczyn nie zastosowano innych narzędzi ekonometrycznych.

Reasumując, w przypadku baz danych o niezadawalającej wiarygodności oraz zróżnicowaniu, w modelowaniu cen nieruchomości wskazane może być stosowanie estymacji mieszanej, która łączy informacje z próby z informacjami *a priori*.

2. Renta gruntowa a cenność nieruchomości niezabudowanych

Jednym z ważniejszych pojęć gospodarki rynkowej jest pojęcie renty gruntowej, na co składają się:

- renta absolutna – dochód wynikający z przewagi ceny rynkowej produktów rolnych nad kosztem ich produkcji,
- renta różniczkowa I – dodatkowy dochód wynikający z różnicy w urodzajności gleby lub bliskości rynku zbytu,
- renta różniczkowa II – dodatkowy dochód wynikający z dotychczasowych inwestycji w ziemię.

Obok renty gruntowej (absolutnej, różniczkowej I i różniczkowej II) występuje również renta miejska (renta budowlana i renta atrakcyjności). Renta budowlana to renta mieszkaniowa, biurowa, handlowa, usługowa. Własność gruntu (lub wieczyste użytkowanie) w terenie zurbanizowanym jest zatem źródłem renty miejskiej¹, w skład której wchodzi renta gruntowa oraz renta budowlana, a także renta „atrakcyjności” i jest znacznie wyższa od renty gruntowej (por. rys. 2.1 i 2.2). Renta budowlana wynika z uzbrojenia terenu pod budownictwo mieszkaniowe, biurowe, handel i usługi. Renta atrakcyjności wynika z położenia w pobliżu centrum handlowego, usługowego itp. Renta atrakcyjności wynika zatem z lokalizacji względem centrum aglomeracji miejskiej.

<i>Renta atrakcyjności</i>	Renta budowlana
<i>Renta handlowa</i>	
<i>Renta biurowa</i>	
<i>Renta mieszkaniowa</i>	
<i>Renta różniczkowa II</i>	Renta gruntowa
<i>Renta różniczkowa I</i>	
<i>Renta absolutna</i>	

Rysunek 2.1. Skład renty miejskiej

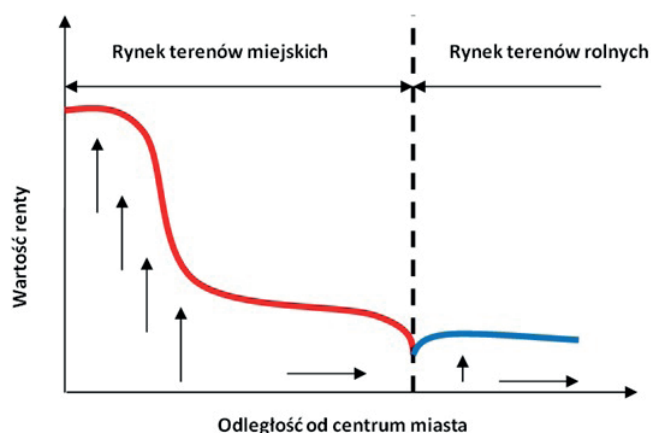
Źródło: opracowanie własne.

¹ O rencie „miejskiej” zob. m.in. Hopfer (2001), s. 37.

Te kategorie ekonomiczne stanowią istotną tkankę gry rynkowej. Właściciele (wielcy użytkownicy), kupujący nieruchomości, sprzedający, miasta, gminy wiejskie, urzędy skarbowe uczestniczą w podziale wyżej wymienionych rent. Czasem renty mają wymiar tylko symboliczny – przykładowo, renta konsumenta wpływa na zadowolenie potencjalnego konsumenta, który stwierdzając niższą cenę, od spodziewanej, jest usatysfakcjonowany i zadowolony.

W publikacji Hozera (1994) przedstawiono rozważania dotyczące renty gruntowej miejskiej od gruntów w terenie zurbanizowanym i jej podział między miastem (skarbnik miasta) i dzierżawcą.

Prawo zawłaszczenia renty miejskiej przez właścicieli gruntu oznacza, że przedsiębiorca po pokryciu kosztów produkcji wraz z oprocentowaniem włożonego kapitału, może liczyć jeszcze na zysk, jeżeli uzyska korzystną strukturę kosztów na tle ceny rynkowej. Drobny przedsiębiorca (np. biznes rodzinny) dzierżawiąc grunt czy budynki od miasta, może więc liczyć na opłacanie własnej pracy, pokrycie kosztów oraz godziwy² zysk.



Rysunek 2.2. Renta gruntowa i budowlana na styku „miejskiego” i „wiejskiego” sposobu wykorzystania ziemi

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Hopfer (2001), s. 37.

² Wyjaśnienia wymaga pojęcie „godziwego” zysku. Za godziwy uznać można zysk należny. Zysk zależy od rodzaju działalności, konkurencji (w praktyce działa prawo wyrównania się stopy zysku). W większości branż w gospodarce rynkowej państw zachodnich zysk nie przekracza 15% kosztów.

Rentę ma prawo przejąć miasto, jednak miasto obecnie powinno, dzieląc się rentą miejską z przedsiębiorcami, stymulować ich aktywność – więcej zostawiając warsztatom usługowym, mniej punktom handlowym. Dwa parametry – renta miejska oraz oprocentowanie kapitału, stanowią zasadnicze przesłanki kształtowania się cen gruntów na terenach zurbanizowanych. Relacje pomiędzy ceną gruntu, rentą i oprocentowaniem ujmuje wzór:

$$c = \frac{R \cdot 100}{p} \quad (2.1)$$

gdzie:

c – cena m² gruntu,

R – renta „miejska”,

p – stopa procentowa uwzględniająca graniczną stopę zwrotu kapitału.

Znając rynkową wartość gruntu oraz przyjmując oprocentowanie p w granicach:

$$10 < p < 35$$

możliwe jest wyznaczenie rocznego czynszu dzierżawnego, jako renty miejskiej według wzoru:

$$R = \frac{c \cdot p}{100} \quad (2.2)$$

Tabela 2.1. Teoretyczna wartość renty miejskiej, czyli czynszu dzierżawnego

Strefa	Cena gruntu		Renta miejska R dla różnych wartości stóp procentowych (zł/m ²); p – stopa procentowa					
			10%		20%		35%	
I	70	135	7,0	13,5	14,0	27,0	24,5	7,2
II	40	70	4,0	7,0	8,0	14,0	14,0	24,5
III	20	40	2,0	4,0	4,0	8,0	7,0	14,0
IV	0	20	0,0	2,0	0,0	4,0	0,0	7,0

Źródło: obliczenia własne.

Dla przykładu, w roku 1992 Zarząd Miasta Szczecina stosował następujące stawki roczne dla targowisk:

- I strefa – 24 zł/m²,
- II strefa – 18 zł/m²,
- III strefa – 12 zł/m².

Jeżeli dwie ostatnie strefy z przytoczonej mapy (rys. 2.3) złączymy w jedną, to zauważymy, że stawki te w przybliżeniu odpowiadają wartościom rocznego czynszu dzierżawnego dla $p = 35\%$ (wówczas obowiązująca stopa procentowa kredytu refinansowego).

Opłata miesięczna za dzierżawę gruntów wynosiła wówczas:

- I strefa – 16,0 zł/m²,
- II strefa – 12,0 zł/m²,
- III strefa – 8,0 zł/m²,
- IV strefa – 4,0 zł/m²,

co odpowiada wartościom z tabeli 1 dla $p = 20\%$.

Praktycznie stosowane stawki czynszu dzierżawnego w kilku analizowanych miastach północno-zachodniej Polski wskazywały, że są one mocno zróżnicowane i zależą od prowadzonej polityki przez zarządy miast.

Zaproponowane stawki (w czterech strefach) mogły być uznane za podstawowe (średnie). Praktycznie można się pokusić o stworzenie systemu wag różnicujących czynsz dzierżawny w poszczególnych strefach, w zależności od rodzaju działalności gospodarczej. To zróżnicowanie powinno jednak odpowiadać preferencjom zarządu miasta w tym zakresie.

Czynsz dzierżawny może stanowić sposób na interwencjonizm zarządu miasta w zakresie rozwoju rynku dzierżaw. Miasto, jako właściciel, stosuje stawki minimalne, aby stymulować rozwój określonych branż lub określonych dzielnic, lub też stawki maksymalne w celu zabezpieczenia wpływów budżetowych wobec silnego rozwoju danej branży lub danej dzielnicy na tle innych dzielnic i branż. Polityka stosowana przez zarządy miast we Wrocławiu, Koszalinie, Gorzowie Wielkopolskim i Szczecinie potwierdza tę tezę.

Rozwój *small businessu* wymaga rozważnego stosowania stawek czynszu dzierżawnego. Preferencji wymagają dzisiaj zakłady usługowe (w całym mieście) i małe zakłady rzemieślniczo-produkcyjne na obrzeżach miasta. Miasto nie powinno jednak wyzbywać się terenów, sprzedając je, gdyż cena gruntów w mieście stale zwiększa się na skutek rosnącego popytu przy stałej podaży.

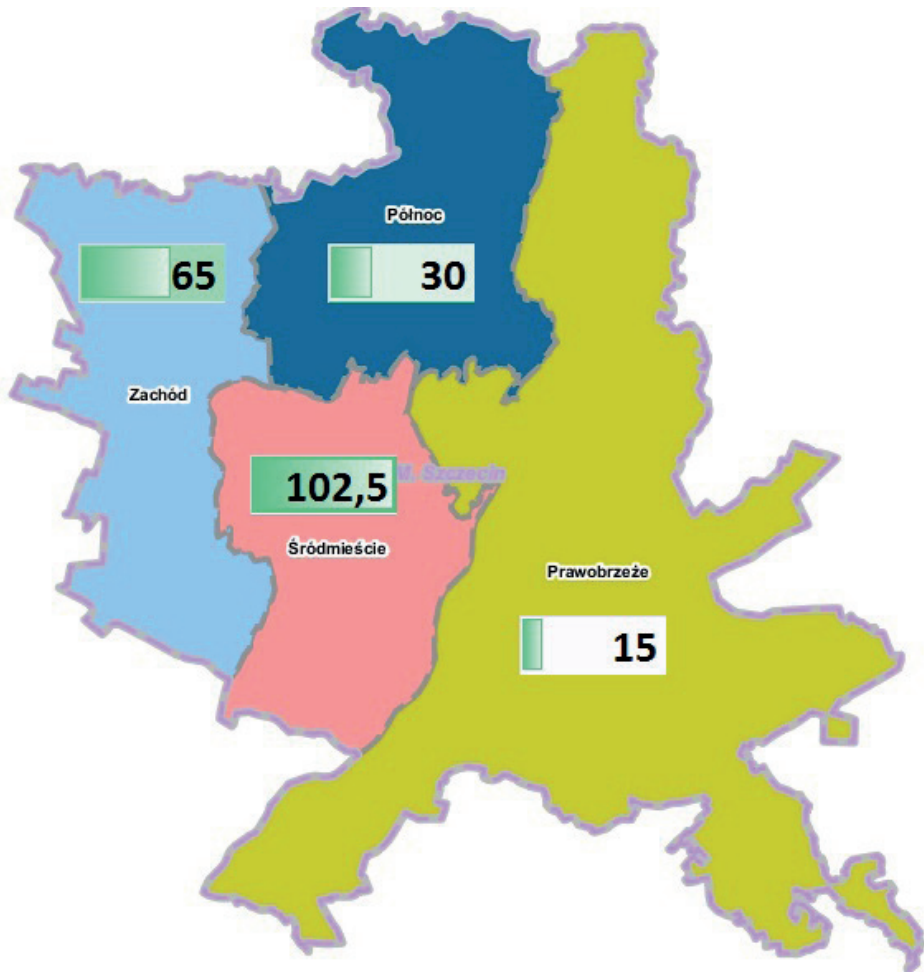
Jednym z problemów, z jakimi przyjdzie się zmierzyć polskim dużym miastom w najbliższej przyszłości, będzie problem likwidacji targowisk, w dotychczas

znanej formule. Dzisiaj można je traktować jako konieczność i jako inkubatory przedsiębiorczości. W niedalekiej przyszłości zarządy powinny:

- wyselekcjonować te targowiska, które chcą utrzymać,
- stymulować budowę hali targowej oraz dużych supermarketów (nawet w centrum),
- stymulować targowiska ruchome.

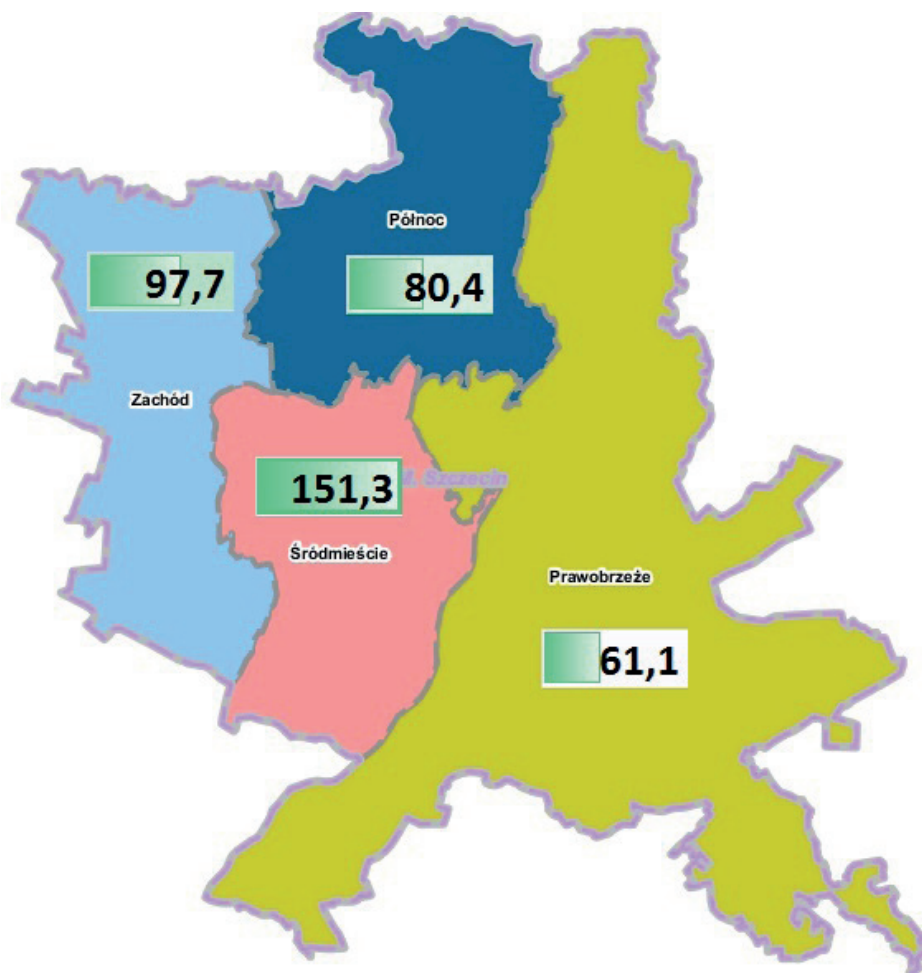
W stawkach czynszu dzierżawnego w przyszłości powinny być uwzględnione powyższe elementy polityki miasta – w interesie jego mieszkańców. W duchu ekonomii liberalnej stawka czynszu powinna zależeć tylko od lokalizacji, czyli tylko od strefy, a zatem od ceny gruntu. Polityce komunalnej należy przypisać jednak istotne funkcje racjonalizujące aktywność gospodarczą mieszkańców nie tylko w układzie przestrzennym, ale także według struktury branżowej. Usprawiedliwia to branżowe zróżnicowanie stawek czynszu dzierżawnego gruntów miejskich.

Na rysunku 2.3 przedstawiono ceny gruntów w aglomeracji miejskiej Szczecina w 1992 roku. Ceny gruntów rolnych na obszarze do zainwestowania, ale w sąsiedztwie Szczecina kształtowały się wówczas na poziomie około 30 zł/m², co korespondowało z cenami ziemi w Szczecinie i zawierało wszystkie omawiane rodzaje renty gruntowej, absolutną i różniczkową I i II. Renty te rosły wraz z cenami gruntów w Szczecinie. W 1992 roku ceny najdroższych gruntów w centrum kształtowały się na poziomie 100 zł/m². Grunty rolne w sąsiedztwie Szczecina zawierały w sobie rentę gruntową i były tylko trzy razy niższe. Grunty rolne znacznie oddalone (powyżej 30 km) od centrum Szczecina były dziesięciokrotnie tańsze od gruntów aglomeracyjnych. Ceny gruntów rolnych w obrębie aglomeracji szczecińskiej były i są bardzo istotnym elementem w szczecińskim algorytmie obliczeniowym (SAMWN) w przypadku masowej wyceny. Stanowią one bazę dla ważnych obliczeń przy stosowaniu algorytmu szczecińskiego. Jednocześnie są wielkością bazową (skorygowaną o atrybuty nieruchomości aglomeracyjnych).



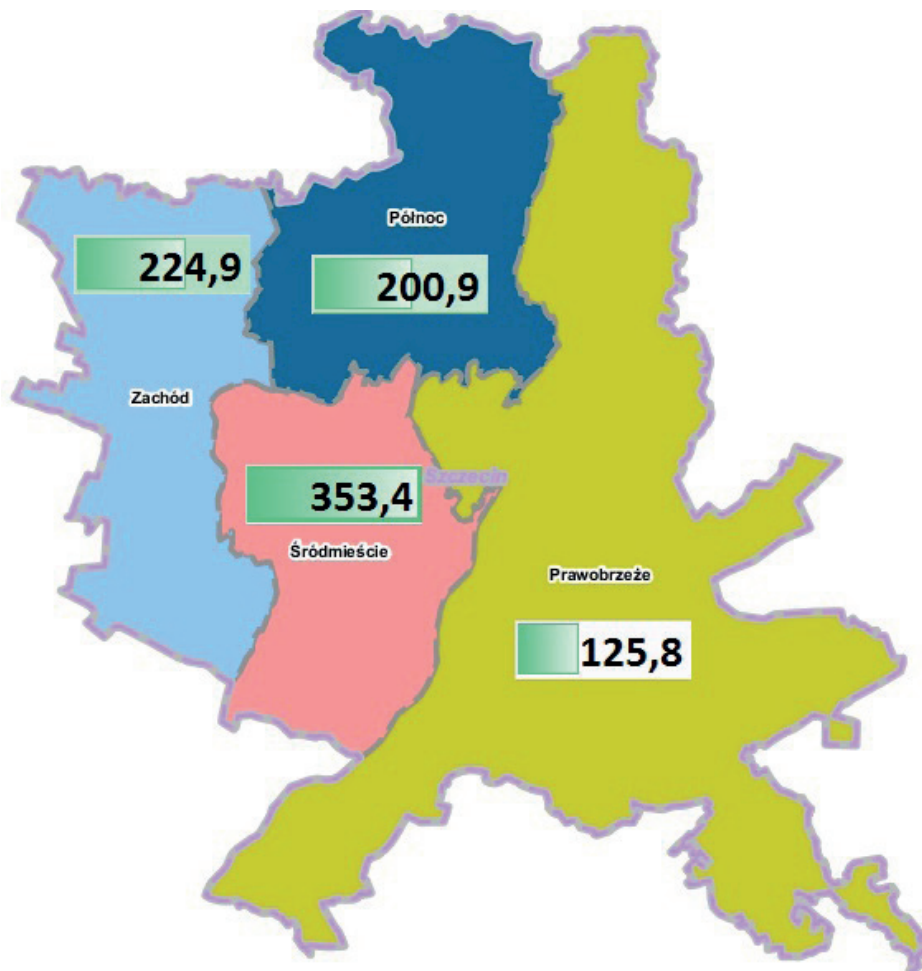
Rysunek 2.3. Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie w 1992 roku (zł/m²)

Źródło: opracowanie własne.



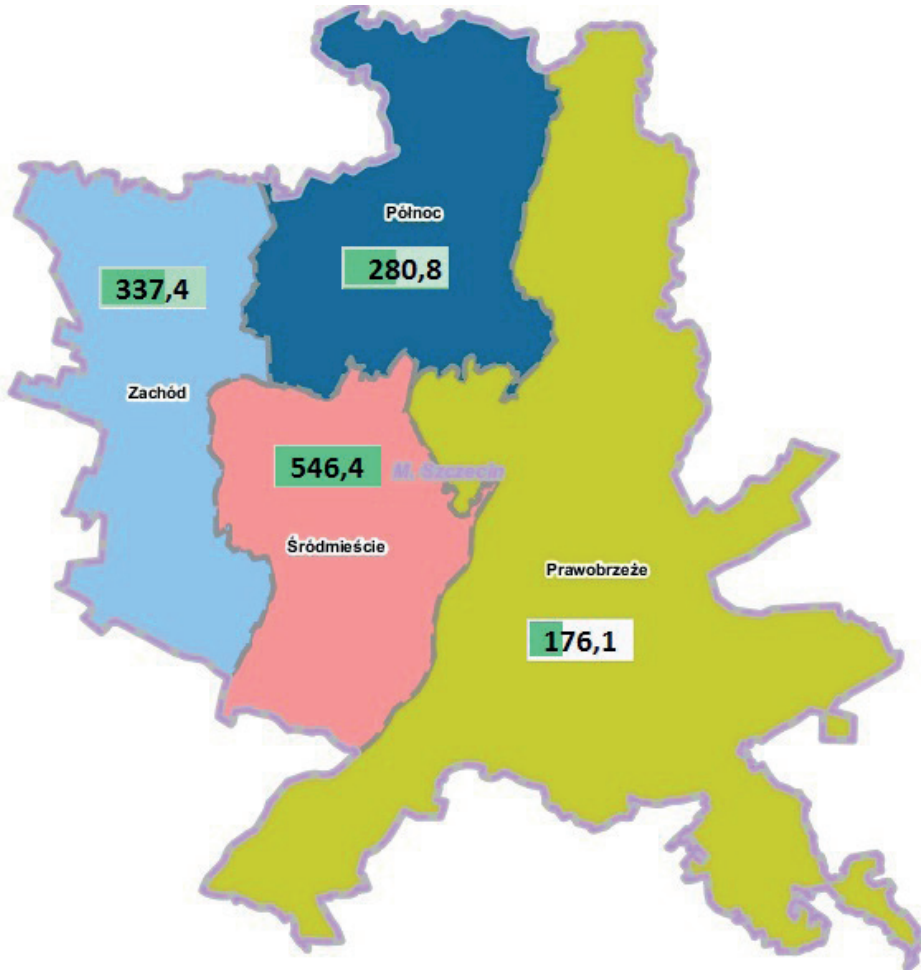
Rysunek 2.4. Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie w 2003 roku (zł/m²)

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 2.5. Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie w 2013 roku (zł/m²)

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 2.6. Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie w 2018 roku (zł/m²)

Źródło: opracowanie własne.

Na rysunku 2.4 przedstawiono ceny gruntów w Szczecinie w 2003 roku, czyli około 10 lat później. Widzimy, że ceny wzrosły dwukrotnie (w przybliżeniu). Ponad dwukrotnie wzrosły też ceny gruntów w 2013 roku w stosunku do 2003 roku (rys. 2.5), ze 100 zł/m² do 230 zł/m² w 2013 roku. W 2018 roku ceny

wzrosły do poziomu ok 350 zł/m² (rys. 2.6). W 2018 roku ceny w Szczecinie (na przykładzie zachodniej części) wzrosły o około 50%.

Tabela 2.2. Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie na tle gruntów rolnych w latach 1992–2018 (zł/m²)

Rok	Ceny średnie	Wzrost	Ziemia rolna*	Wzrost
1992	30		0,3	
2003	100	3,33	0,4	1,33
2013	200	2,00	2,2	5,50
2018	350	1,75	4,7	2,14

* Średnie ceny gruntów rolnych wg danych KOWR

Źródło: opracowanie własne.

Dynamika wzrostu w latach 1992–2018 (ćwierćwiecza) wyniosła (orientacyjnie) 230, 100 i 75%. Od 1992 do 2018 roku ceny gruntów wzrosły około 6–6,5 razy. Widać, że tempo aprecjacji gruntów w Szczecinie powoli maleje. Z pewnością hamująco w 2003 roku zadziałała ustawa o kształtowaniu ustroju rolnego. Do 2003 roku rynek gruntów rolnych był w Polsce poddany niezdrowym bodźcom rynkowym, polegającym na swobodnym dostępie do niego dużego kapitału zagranicznego, co wpłynęło na rynek gruntów w aglomeracjach miejskich. Obecnie grunty rolne w pobliżu Szczecina osiągają poziom 40 zł/m², czyli ceny wzrosły około dziesięciokrotnie w ostatnim ćwierćwieczu. Oznacza to korelację tempa wzrostu cen gruntów rolnych wokół aglomeracji i w jej obrębie. Co to oznacza dla istoty renty gruntowej? Funkcjonująca renta gruntowa to przede wszystkim renta absolutna, czyli przewaga cen produktów nad kosztami wytworzenia. Renty różniczkowe (I i II) działają słabiej niż 100 lat temu, na skutek postępu technicznego w rolnictwie. Bliskość rynku zbytu, czy też efekt inwestycji w ziemię, działają słabiej, bo transport w XXI wieku jest o wiele bardziej dostępny niż dawniej. Aglomeracje obudowują się nowoczesnymi drogami. Poziom nawożenia gruntów rolnych stoi również na wyższym poziomie niż dawniej. Dzisiaj w dobie szybkiego rozwoju aglomeracji miejskich gra się na rynku głównie rentą budowlaną i rentą atrakcyjności – to one przede wszystkim wyznaczają parametry rynku nieruchomości gruntowych. Rynek ten jest powiązany z ogólną sytuacją gospodarczą (a nawet polityczną).

Ceny gruntów rolnych w obrębie aglomeracji szczecińskiej były i są bardzo istotnym elementem w szczecińskim algorytmie obliczeniowym (SAMWN). W pracach Hozera i in. (1999) oraz Doszynia (2020a) został przedstawiony algorytm masowej wyceny nieruchomości gruntowych w postaci następującej formuły:

$$w_{ji} = wwr_j \cdot pow_i \cdot w_{baz} \cdot \prod_{k=1}^K \prod_{p=1}^{k_p} (1 + A_{kpi}) \quad (2.3)$$

gdzie:

w_{ji} – wartość rynkowa (lub katastralna) i -tej nieruchomości w j -ej strefie atrakcyjności lokalizacji,

wwr_j – współczynnik wartości rynkowej w j -ej strefie atrakcyjności lokalizacji ($j = 1, 2, \dots, J$),

J – liczba stref atrakcyjności lokalizacji,

pow_i – powierzchnia i -tej nieruchomości,

w_{baz} – oszacowana wartość 1 m² nieruchomości o najgorszych stanach atrybutów w najmniej atrakcyjnej strefie lokalizacji,

A_{kpi} – wpływ p -tej kategorii k -tego atrybutu dla i -tej nieruchomości ($k = 1, 2, \dots, K$; $p = 1, 2, \dots, k_p$),

K – liczba atrybutów,

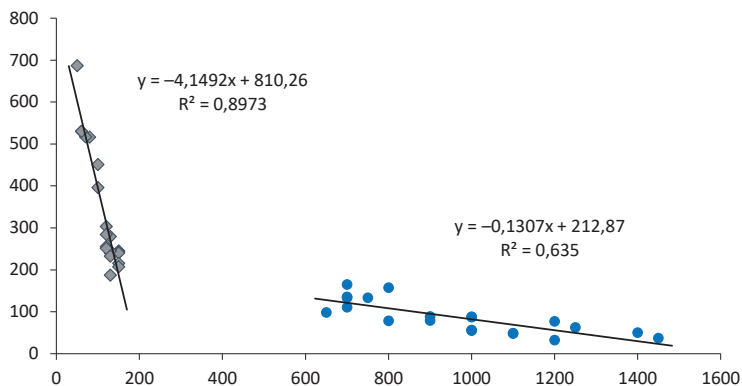
k_p – liczba stanów atrybutu k .

Wyznaczenie wartości bazowej (wartości 1 m² nieruchomości o najgorszych stanach atrybutów) obok ustalenia wpływu stanów atrybutów (A_{kp}), należy do pierwszego etapu wykorzystania SAMWN.

Uogólniając rozważania, algorytm operuje dwoma wartościami (wartości 1 m² i A_{kp}) po to, aby policzyć trzecią (wwr_j). Wszystkie trzy są mierzalne (a tylko dwie znane *a priori*). Chodzi o skalkulowanie ceny bazowej dla danego terenu elementarnego, w którym skupia się efekt gry pomiędzy wszystkimi rodzajami renty gruntowej. Renta gruntowa odgrywała swoją rolę w przeszłości. Dzisiaj najistotniejsze staje się pojęcie renty atrakcyjności, bo z niej wynika w_{baz} – wartość bazowa m². W pracach Doszynia (2020a) oraz Hozera i in. (1999), podane są sposoby obliczania wartości bazowej oraz współczynnika wartości rynkowej wwr_j , który ujmuje głównie rzecz niemierzalną bezpośrednio, czyli atrakcyjność terenu. Okazuje się, że niemierzalna atrakcyjność może być zmierzona poprzez algorytm i odpowiednio interpretowana. Podejście to może być przykładem udanego użycia metod ekonometrycznych w praktyce. Zrozumiałe jest, że jak każda

nowa propozycja spotyka się z krytyką i trudno będzie zaadaptować ją do praktyki zawodu rzeczoznawcy czy analityka rynku. Publikacja Doszynia (2020a) w całości poświęcona jest poszukiwaniu metod kalibracji parametrów A_{kpi} , obliczaniu WWR i ustalaniu w_{baz} . Ustalanie w_{baz} powinno odbywać się na podstawie wiedzy rzeczoznawczej i właściwej kalkulacji. Zjawiska ekonomiczne mają swoją specyfikę. Należy wziąć pod uwagę, że na dany efekt (fakt) mogły mieć wpływ różne czynniki, dlatego nieodzowna jest rola rzeczoznawców w ustalaniu ceny bazowej, która może się zmieniać nawet obrębie tego samego geodezyjnego terenu elementarnego, a operacje obliczeniowe tego nie wychwycą, ponieważ modelowanie tego typu danych (na rynkach lokalnych) jest trudne.

Przykładem niech będzie badanie ceny m^2 nieruchomości gruntowej na tle odległości od morza, na bazie transakcji kupna-sprzedaży działek notowanych w Ustce w latach 1999–2001 (rys. 2.7).



Rysunek 2.7. Model ceny m^2 na tle odległości od morza na przykładzie transakcji kupna-sprzedaży działek w Ustce w latach 1999–2001 (oś y – cena w $zł/m^2$, oś x – odległość w m)

Źródło: opracowanie własne.

Okazuje się, że na obszarze jednego hektara terenu nadmorskiego (lub każdego innego) możemy mieć do czynienia z wieloma prawidłowościami. Konstatacja ta prowadzi do następującego wniosku – ważne jest precyzyjne poszukiwanie prawidłowości (tzw. fragmentaryzacja). Jak pokazują dane na rysunku 2.7, cena bazowa na przestrzeni tylko 1,5 km znacznie się zmienia. To powinno być brane pod uwagę przy jej kalkulowaniu na potrzeby obliczeń algorytmicznych.

To, co wyliczymy dla działki terenu położonego 100 m od morza nie sprawdza się dla działki oddalonej 500 m od linii brzegowej. Uczestnicy transakcji decydują o wycenie atrakcyjności terenu na rynku. Fragmentaryzacja przestrzeni może być tak szczegółowa, że jedyną ceną bazową może być cena określona przez rzeczoznawcę majątkowego (lub grupy rzeczoznawców). Dawniej istotna była renta gruntowa, o której decydowały m.in.: środki, technika przekazu informacji rolnej, polegająca na bezpośrednim kontakcie z rolnikiem, koszty transportu, odległość od rynków zbytu. Obecnie przesył informacji jest cyfrowy i nieporównywalnie szybszy (właściwie natychmiastowy), transport jest dużo sprawniejszy, odległości odgrywają mniejszą rolę. Liczy się przede wszystkim renta atrakcyjności i to ona wywiera zasadniczy wpływ na cenę bazową. Wielkości te znają rzeczoznawcy. W celu kalkulacji *wwr* do pomocy mają gotowe algorytmy wyceny.

Wiele niepowodzeń w zakresie aplikacji metod ekonometrycznych wynika z uogólnień i nieprawidłowego uśredniania. Posłużymy się tutaj anegdotą. Turysta chcący przejść przez rzekę pyta tubylca, jaka jest głębokość rzeki. Tubylec uśredniając, mówi że 1,5 metra. W rzeczywistości w jednym miejscu rzeka jest głęboka na 1 m, a w drugim 2 m. Łatwo domyślić się co się stało, turystę mierzącego 1,8 m i nieumiejącego pływać, gdy podjął próbę przejścia przez rzekę. To przykład pochopnego uśredniania. Aby tego uniknąć, powinniśmy się wspomagać badaniami w sfragmentaryzowanej przestrzeni i czasie. W kontekście powyższego, można przytoczyć wiersz Adama Mickiewicza – *Praktyka*:

Na co będą potrzebne – pytało pacholę – Trójkąty, czworoboki, koła, parabole?
 Że potrzebne – rzekł mędrzec – musisz teraz wierzyć; Na co potrzebne? zgadniesz,
 gdy zaczniesz świat mierzyć³.

³ Poezye Adama Mickiewicza. T. 1 (1899).

3. Statystyczno-ekonometryczna analiza transakcji na podszczecińskim rynku nieruchomości rolnych

W niniejszym rozdziale wskazano powiązania pomiędzy cenami gruntów rolnych zlokalizowanych w sąsiedztwie aglomeracji szczecińskiej a czynnikami (atrybutami) tworzącymi te ceny. Główną hipotezą jest stwierdzenie, że sąsiedztwo dużego miasta jest czynnikiem zakłócającym prawidłowości obserwowane na typowych rynkach gruntów rolnych. Dodatkową hipotezą, wynikającą z rozważań zawartych w rozdziale 2, jest konstatacja na temat potrzeby fragmentaryzacji danych (zmiennych). Podjęto również próbę budowy ekonometrycznego modelu cen gruntów rolnych. Budowa takich modeli nie zawsze kończy się sukcesem, co wynika z wielu czynników, do których należy: niewystarczająca liczba transakcji, niemierzalność (lub mierzalność na słabych skalach) atrybutów nieruchomości lub silne powiązania pomiędzy atrybutami (zjawisko współliniowości).

Statystycznej analizie poddano 92 transakcje „spekulacyjnymi”¹ gruntami rolnymi² zlokalizowanymi w sąsiedztwie miasta Szczecina, od jego zachodniej i północnej strony, położone w podszczecińskim powiecie polickim³. Nie jest to zbiór bardzo obszerny, ale wystarczający, by podjąć próbę budowy modelu z kilkoma zmiennymi objaśniającymi.

Powiat policki ze względu na swoje położenie stanowi swoisty „obwarzonek” wysoko zurbanizowanych obszarów miasta o statusie wojewódzkim. Atrakcyjności lokalizacyjnej powiatu polickiego sprzyja również jego położenie w sąsiedztwie landów niemieckich. W skład tego powiatu wchodzi cztery gminy – od południa: Kołbaskowo, Dobra, Police i położone najbardziej na północ Nowe Warpno. Police i Nowe Warpno zaliczane są do grupy gmin miejsko-wiejskich, a pozostałe dwie – do typowo wiejskich. Powyższe rozróżnienie poddano weryfikacji, ze względu na przyjęte główne kryterium diagnoz, za które uznano

¹ Przez „spekulacyjne” grunty rolne rozumie się takie, które ze względu na położenie, stan prawny, powierzchnię, itp. z dużym prawdopodobieństwem w przyszłości będą pełniły funkcje inne niż rolne.

² Przez grunty rolne rozumie się takie grunty, które nie przeszły pełnej ścieżki administracyjnej wyłączenia z produkcji rolnej.

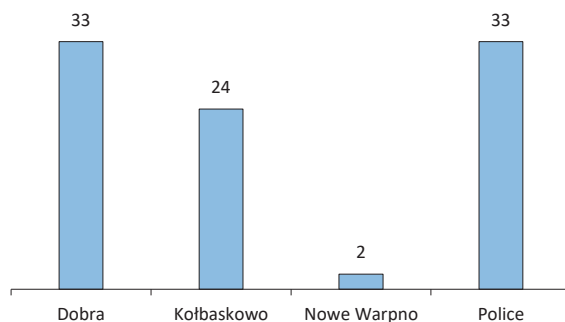
³ Wykaz transakcji stanowi załącznik nr 1.

lokalizację jako wpływ odległości nieruchomości od granic miasta Szczecina na cenność gruntów rolnych (w bezpośrednim jego sąsiedztwie).

Powiat policki zajmuje obszar 665 km² i jest regionem mającym wiele zalet inwestycyjnych oraz duże walory turystyczne i przyrodnicze, sprzyjające procesom urbanizacyjnym, zmierzającym w kierunku aglomeracyjnym. Finalnie należy się spodziewać zatarcia różnic cenowych tych gruntów w porównaniu z cenami w jednym z największych miast w Polsce, jakim jest stolica Pomorza Zachodniego – miasto Szczecin.

3.1. Zakres informacji o nieruchomościach

Transakcje dotyczyły działek pozostających dotychczas we władaniu Skarbu Państwa⁴, które były przedmiotem obrotu rynkowego z udziałem szczecińskiego oddziału Krajowego Ośrodka Wsparcia Rolnictwa (KOWR) w latach 2018–2021. Ze wspomnianych 92 transakcji po 33 przypadły na nieruchomości zlokalizowane na terenie dwóch gmin – Dobra i Police; 24 transakcje dotyczyły gminy Kołbaskowo, a 2 – gminy Nowe Warpno (rys. 3.1).



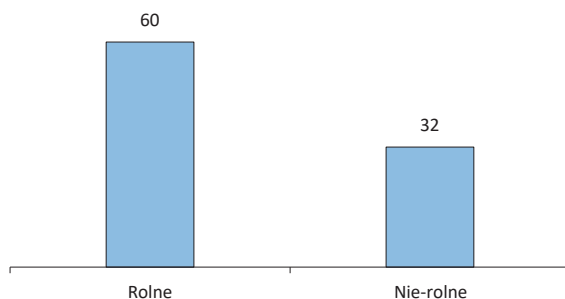
Rysunek 3.1. Liczba transakcji nieruchomościami SP w gminach powiatu polickiego

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KOWR.

Wszystkie nieruchomości były działkami rolnymi, ale w stosunku do części z nich w miejscowym planie zagospodarowania przestrzennego (MPZP)

⁴ Formalnie stanowiące Zasób Własności Rolnej Skarbu Państwa.

wprowadzono już inną funkcję (głównie pod zabudowę domów jednorodzinnych). W zdecydowanej większości status działki rolnej należy traktować umownie, bowiem z racji nie tylko samego przeznaczenia w MPZP, ale również indywidualnego położenia w sąsiedztwie dużej aglomeracji, podlegały one wpływom funkcji urbanizacyjnych i poddawane były oddziaływaniu renty miejskiej, a nie wyłącznie renty gruntowej, jak na typowych rynkach rolnych. W zbudowanej bazie transakcji obejmującej 92 transakcje gruntami rolnymi przeważały działki o funkcji typowo rolnej (jeszcze przed zmianami w MPZP), a blisko o połowę mniej stanowił odsetek działek o innych już zapisach w MPZP (rys. 3.2).



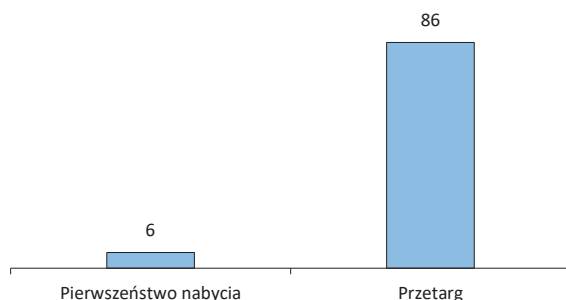
Rysunek 3.2. Rozkład transakcji nieruchomościami w powiecie polickim w latach 2018–2021 ze względu na pełnioną funkcję w MPZP

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KOWR.

Analiz dokonano również z uwzględnieniem warunków przeprowadzania transakcji, tj. w podziale na te, które były przedmiotem licytacji (przetargu) i nabywanych na zasadzie pierwszeństwa nabycia (rys. 3.3).

Pierwszeństwo nabycia nieruchomości przysługuje dotychczasowemu dzierżawcy, jeśli łącznie są spełnione poniższe okoliczności:

- KOWR przeznacza taką nieruchomość do sprzedaży,
- dzierżawca ma ważną umowę dzierżawy,
- dzierżawa trwała faktycznie co najmniej 3 lata,
- dzierżawca wywiązywał się ze zobowiązań przyjętych w umowie dzierżawy i nie zalega z płatnością czynszu dzierżawnego, opłatami publiczno-prawnymi, a w przypadku nieruchomości zabudowanych nie zalega z płatnościami na ubezpieczenie budynków i budowli.



Rysunek 3.3. Rozkład transakcji nieruchomościami w powiecie polickim w latach 2018–2021 ze względu na warunki zawarcia transakcji

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KOWR.

Z analizy rysunku 3.3 wynika, że tylko nieznaczna część transakcji (6 obserwacji, czyli 6,5%) była objęta nierynkowymi (bezprzetargowymi) warunkami.

Z punktu widzenia cenności nieruchomości rolnych ważnym zagadnieniem jest bonitacja gleb, charakteryzująca jakość siedliska i możliwość wzrostu roślin. Klasa bonitacyjna pośrednio charakteryzuje również urodzajność, a przez to wpływa na dochodowość produkcji. Można przypuszczać, że na „spekulacyjnych” rynkach nieruchomości rolnych może mieć ona coraz mniejsze znaczenie, co byłoby prostą konsekwencją postawionej we wstępie hipotezy pomocniczej, traktującej o malejącym wpływie renty gruntowej na wartość takich nieruchomości (podobnie jak i renty różniczkowej I oraz II, których specyfikę opisano w rozdz. 2).

Do celów analitycznych posłużono się zestandaryzowanym miernikiem jakości gruntów, jakim pozostaje powszechnie stosowany przez rzeczoznawców majątkowych współczynnik bonitacji gruntów (W_B), który można wyrazić wzorem:

$$W_B = \frac{\sum HP}{\sum ha} \quad (3.1)$$

gdzie:

$\sum HP$ – liczba hektarów przeliczeniowych⁵,

$\sum ha$ – liczba hektarów fizycznych.

⁵ Hektar przeliczeniowy – hipotetyczna powierzchnia nieruchomości rolnej wykorzystywana do celów podatkowych i zależna od rodzaju użytku rolnego, klasy bonitacyjnej i położenia w jednym z czterech okręgów podatkowych.

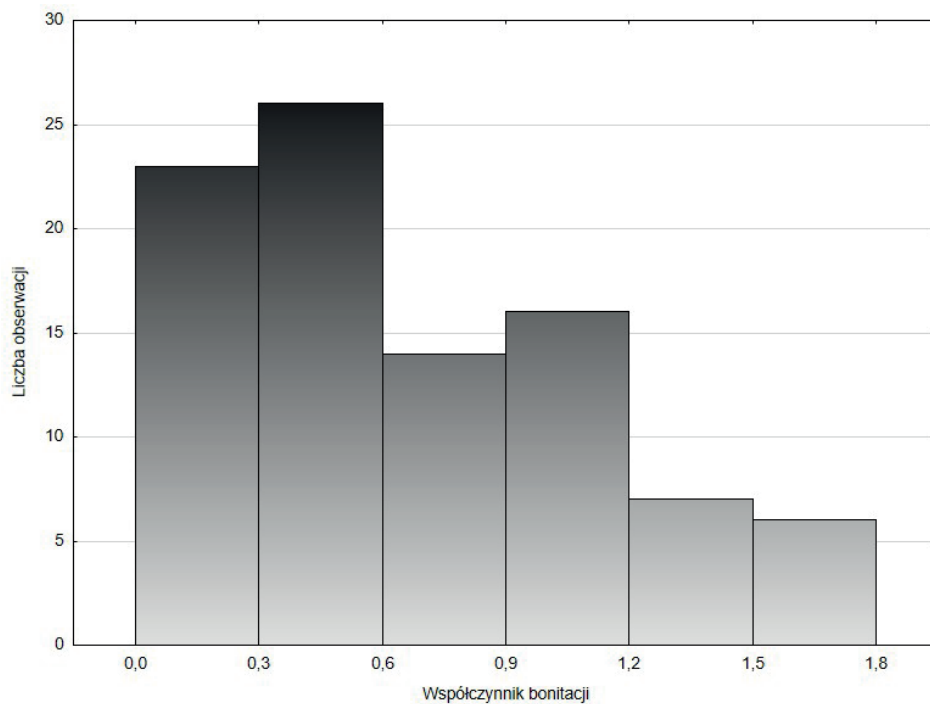
Z powodu ograniczonego zakresu współczynników przeliczeniowych, zawierających się w zawężonym obszarze zmienności [0,05: 1,95] (tj.: 0,05 dla łąk i pastwisk w VI klasie bonitacyjnej i w IV okręgu podatkowym i 1,95 dla gruntów ornych w I klasie i I okręgu podatkowym), sam wskaźnik bonitacji (W_B) może przyjąć wartości z tego samego zakresu (na ciągłej skali).

Wyjaśnień może wymagać pojęcie hektara przeliczeniowego, jest to jednostka umowna, niemierzalna za pomocą typowych przyrządów mierniczych, jest stosowana w celu obliczania podstawy opodatkowania nieruchomości podatkiem rolnym. Jeden hektar przeliczeniowy jest równy jednemu hektarowi gruntów w danej klasie bonitacyjnej, którą w danym okręgu podatkowym obrano za podstawę do przeliczania powierzchni gruntów innych klas. Ostatecznie na liczbę hektarów przeliczeniowych, a przez to i na wielkość współczynnika bonitacji, mają wpływ: rodzaj użytku (np. grunt orny, łąki, pastwiska), klasa bonitacyjna gruntu rolnego (dla gruntów ornych: I, II, IIIa, IIIb, IVa, IVb, V, VI, dla łąk i pastwisk: I, II, III, IV, V, VI) i przypisanie (ustawowe) do jednego z czterech okręgów podatkowych.

Na rysunku 3.4 przedstawiono rozkład współczynników bonitacji dla analizowanej próby nieruchomości rolnych. Przeprowadzona analiza statystyczna wskazuje, że średnia jego wielkość wyniosła 0,65 (tab. 3.1), co można interpretować jako bardzo przeciętną jakość bonitacyjną gruntów. Można też zauważyć, że tylko niewielka część nieruchomości charakteryzowała się dobrymi i bardzo dobrymi warunkami glebowymi, aczkolwiek może to pozwolić na wykazanie istotnej zależności pomiędzy bonitacją a ceną rynkową, czyli potwierdzić (lub nie) działanie renty gruntowej.

Renty atrakcyjności poszukiwano na podstawie badań wpływu lokalizacji nieruchomości na jej cenność. Jak zaproponowano w poprzednim podrozdziale, wykorzystana do tego będzie kategoria odległości – tutaj mierzona dystansem do granic administracyjnych miasta Szczecina (od północnej i zachodniej jego strony). Na rysunku 3.5 przedstawiono rozkład odległości mierzonych w kilometrach.

Rozkład odległości działek od granic administracyjnych Szczecina charakteryzuje się lekką prawostronną asymetrią, co oznacza, że przeważały działki w bliższym sąsiedztwie miasta. Średnia odległość od granic administracyjnych stolicy Pomorza Zachodniego wyniosła 9,22 km. Połowa działek zlokalizowana była do 8,22 km, a drugie tyle powyżej tej wartości (tab. 3.2). Najbliższa działka znajdowała się w odległości 1 km od granic Szczecina, a najdalsza była oddalona o 27 km. Przeciętne zróżnicowanie odległości wyniosło 5,40 km.



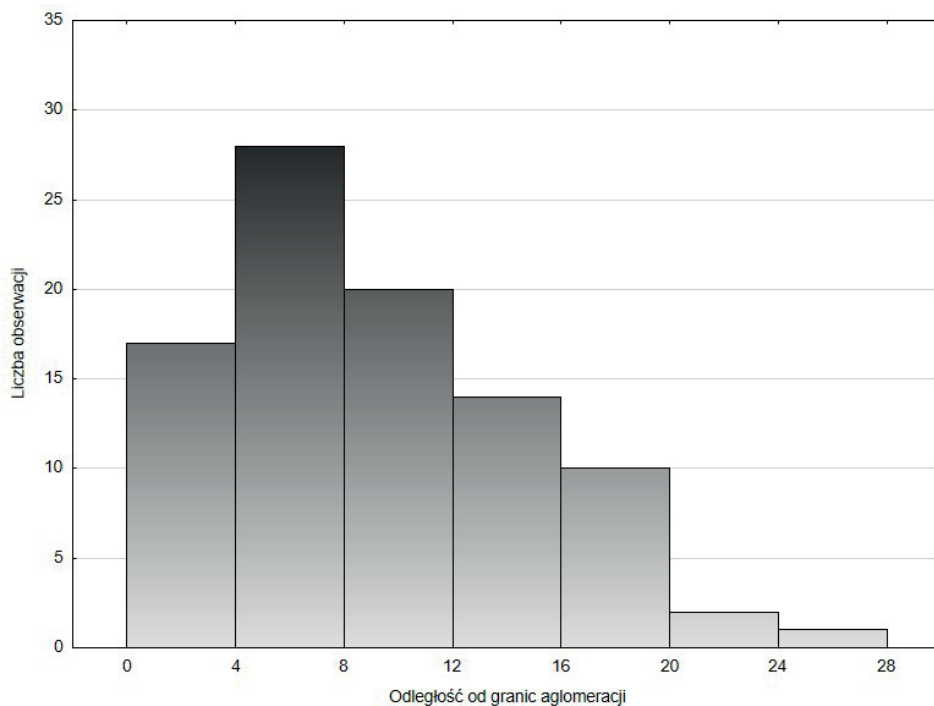
Rysunek 3.4. Rozkład współczynnika bonitacji gruntów

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KOWR.

Tabela 3.1. Podstawowe statystyki dla zmiennej współczynnika bonitacji

Parametr	Wartość
Liczebność	92
Średnia	0,650
Mediana	0,582
Minimum	0,050
Maksimum	1,849
Dolny kwartyl	0,303
Górny kwartyl	0,992
Odchylenie standardowe	0,458

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.



Rysunek 3.5. Rozkład odległości działek od granic administracyjnych Szczecina

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KOWR.

Tabela 3.2. Podstawowe statystyki dla odległości działek od granic administracyjnych Szczecina (km)

Parametr	Wartość
Liczebność	92
Średnia	9,220
Mediana	8,220
Minimum	1,000
Maksimum	27,00
Dolny kwartył	6,020
Górny kwartył	12,80
Odchylenie standardowe	5,396

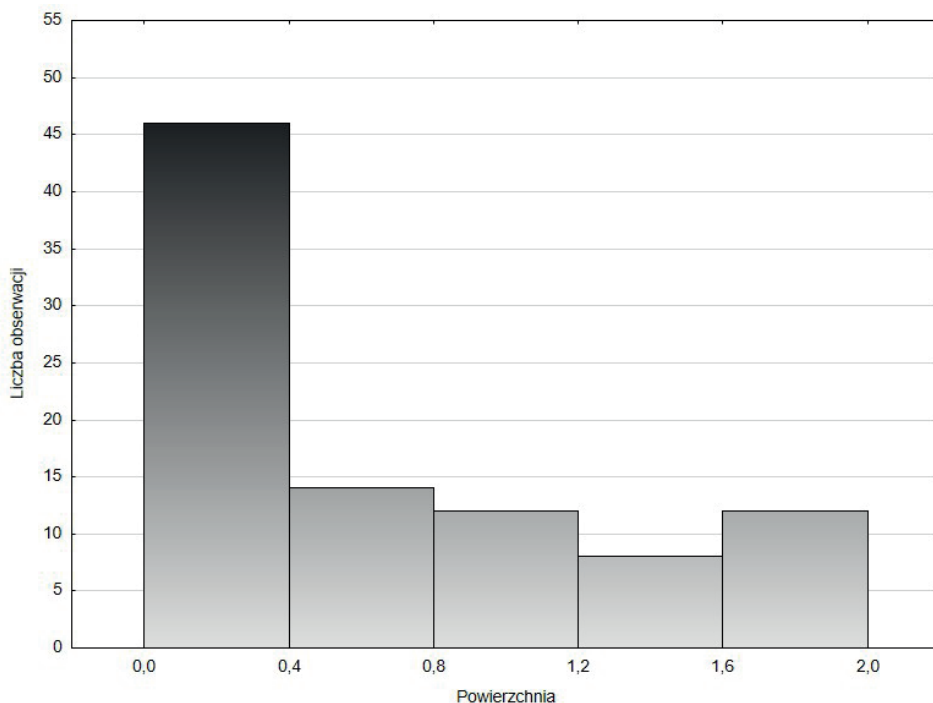
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

Analiza rozkładu powierzchni sprzedanych przez KOWR działek wskazuje (tab. 3.3), że największa z nich miała powierzchnię wynoszącą ponad 24 ha, ale przeważały w zbiorze zdecydowanie mniejsze nieruchomości. Sytuacja ta wymaga krótkiego komentarza, z punktu widzenia obecnie obowiązujących przepisów prawa w sferze obrotu gruntami rolnymi i zasad gospodarowania mieniem rolnym przez KOWR. Otóż w roku 2016 polski rząd wprowadził pięcioletnie moratorium dotyczące zakazu sprzedaży gruntów z Zasobu Własności Rolnej Skarbu Państwa (administrowanego przez KOWR). Celem takiego działania było zabezpieczenie nieruchomości rolnych przed ich spekulacyjnym obrotem – przez podmioty krajowe, a zwłaszcza zagraniczne. Kolejnym argumentem za wprowadzeniem moratorium było „zatrzymanie niekorzystnego trendu w strukturze agrarnej”, bowiem duża część gospodarstw to bardzo duże farmy o powierzchni nawet kilku tysięcy hektarów. Jednocześnie zapisana w ustawie o kształtowaniu ustroju państwa zasada stanowi, że podstawą ustroju rolnego państwa są „rodzinne gospodarstwa rolne”, których maksymalna powierzchnia nie może przekroczyć 300 ha użytków rolnych. Dodatkowo, z początkiem maja 2016 roku przestał obowiązywać 12-letni okres ochronny (wprowadzony po wejściu Polski do EU w 2004 r.) na zakup ziemi rolnej przez cudzoziemców i istniało duże prawdopodobieństwo, że zgłoszony zostanie duży popyt na jej nabycie przez osoby z krajów UE. Dotyczyło to przede wszystkim tych obywateli i podmiotów z państw unijnych, w których ceny ziemi rolnej są znacznie wyższe niż w Polsce (m.in.: Dania, Holandia, Niemcy). Wraz z wprowadzeniem moratorium, podstawowym kierunkiem rozdysponowywania ziemi państwowej została dzierżawa. Wprowadzone w 2016 roku moratorium zakończyło się w kwietniu 2021 roku, ale polski rząd podjął decyzję o wydłużeniu go na kolejne 5 lat. Z moratorium wyłączono najmniejsze nieruchomości do 2 ha oraz o przeznaczeniu innym niż cele rolne (budownictwo mieszkaniowe, przemysłowe, usługi, handel i inne).

Z powyżej opisanego stanu prawnego wynika, że zbudowana baza danych zawiera przede wszystkim nieruchomości o powierzchni do 2 ha, a większe powierzchnie dotyczyły tylko nieruchomości, które w MPZP przeznaczone były na inne cele (w tym rozdz. ogólnie określane jako *nie-rolne*).

Przeciętna powierzchnia zbywanych nieruchomości wyniosła 0,9635 ha, ale duży wpływ na jej wielkość miały skrajnie duże powierzchnie, dlatego mediana była o połowę niższa i wyniosła 0,4027 ha. Typowe transakcje dotyczyły powierzchni od 20 a do 1 ha. Odchylenie standardowe, ze względu na kilka

większych obszarowo powierzchni, wyniosło ponad 2,6 ha. Obszar dominanty znajdował się jednak w przedziale pierwszym, tj. do 40 a (4000 m²) – rysunek 3.6. Przedstawione statystyki wskazują, że przedmiotem transakcji były stosunkowo niewielkie nieruchomości z punktu widzenia możliwości prowadzenia na nich działalności rolniczej, a jednocześnie duże i bardzo duże nieruchomości – na potrzeby budownictwa jednorodzinne. Dodatkowa analiza pozwala również na sformułowanie kolejnego spostrzeżenia, że osoby decydujące się na nabycie większych nieruchomości, poszukiwały ich z dala od granic miasta. Wraz ze zmniejszaniem się dystansu do granic aglomeracji szczecińskiej udział takich działek malał.



Rysunek 3.6. Rozkład powierzchni nieruchomości rolnych z terenu powiatu polickiego (ha)

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KOWR.

Tabela 3.3. Podstawowe statystyki powierzchni nieruchomości rolnych z terenu powiatu polickiego (ha)

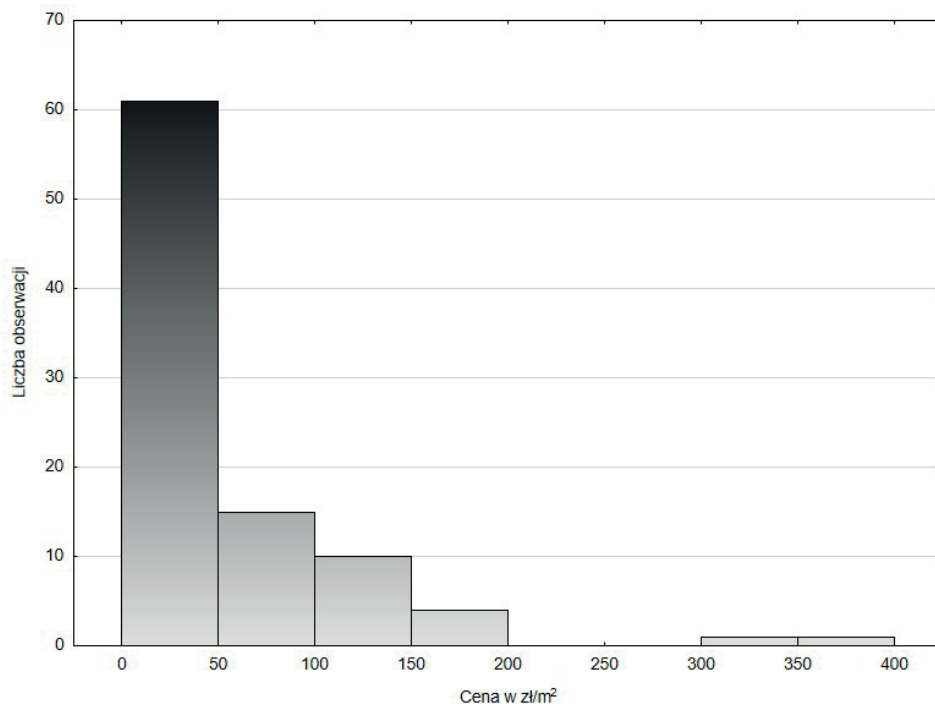
Parametr	Wartość
Liczebność	92
Średnia	0,9635
Mediana	0,4027
Minimum	0,0001
Maksimum	24,7793
Dolny kwartyl	0,1911
Górny kwartyl	1,0600
Odchylenie standardowe	2,6152

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

3.1.1. Analiza cen nieruchomości

Rozkład jednostkowych cen wszystkich nieruchomości z bazy danych przedstawiono na rysunku 3.7. Analiza histogramu i analiza podstawowych statystyk opisowych wskazuje na duże zróżnicowanie. Ceny wahały się od nieco ponad 2,5 zł/m² do 396,3 zł/m², co pokazuje, że analizowany segment rynku nieruchomości nie był jednorodny. Wyraźnie przeważały transakcje w przedziale od 2,5 zł/m² do 50,0 zł/m², a przeciętne zróżnicowanie wyniosło 66,3 zł/m² (tab. 3.4). W dalszej części pracy skupiono się na analizie przyczyn tak dużych wahań cen. Odrzucenie z badania wartości skrajnych (pojedynczych transakcji pow. 300 zł/m²) nadal powoduje, że zróżnicowanie cen pozostaje wysokie.

Po wstępnych analizach za najważniejsze kryterium dalszej selekcji (fragmentaryzacji) przyjęto aktualną funkcję w MPZP. Taki podział pozwoli również na analizę problematyki wpływu renty atrakcyjności na cenność nieruchomości. Zmiana zapisów w planie zagospodarowania przestrzennego jest pierwszym warunkiem (i niezbędnym) do spełnienia, celem zmiany funkcji działki rolnej na „budowlaną”, kolejne etapy to zmiany zapisów w ewidencji gruntów i faktyczne wyłączenie gruntów z produkcji rolnej (rys. 3.8).



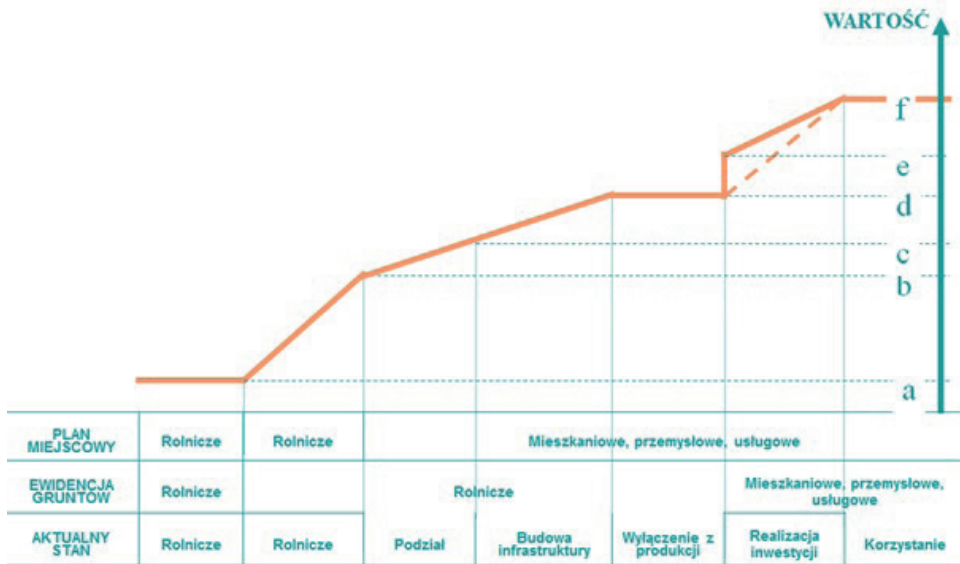
Rysunek 3.7. Rozkład jednostkowych cen transakcyjnych nieruchomości rolnych z terenu powiatu polickiego

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KOWR.

Tabela 3.4. Podstawowe statystyki jednostkowych cen transakcji nieruchomościami rolnymi z terenu powiatu polickiego (zł/m²)

Parametr	Wartość
Liczebność	92
Średnia	50,7
Mediana	25,2
Minimum	2,5
Maksimum	396,3
Dolny kwartył	6,4
Górnny kwartył	70,5
Odchylenie standardowe	66,3

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.



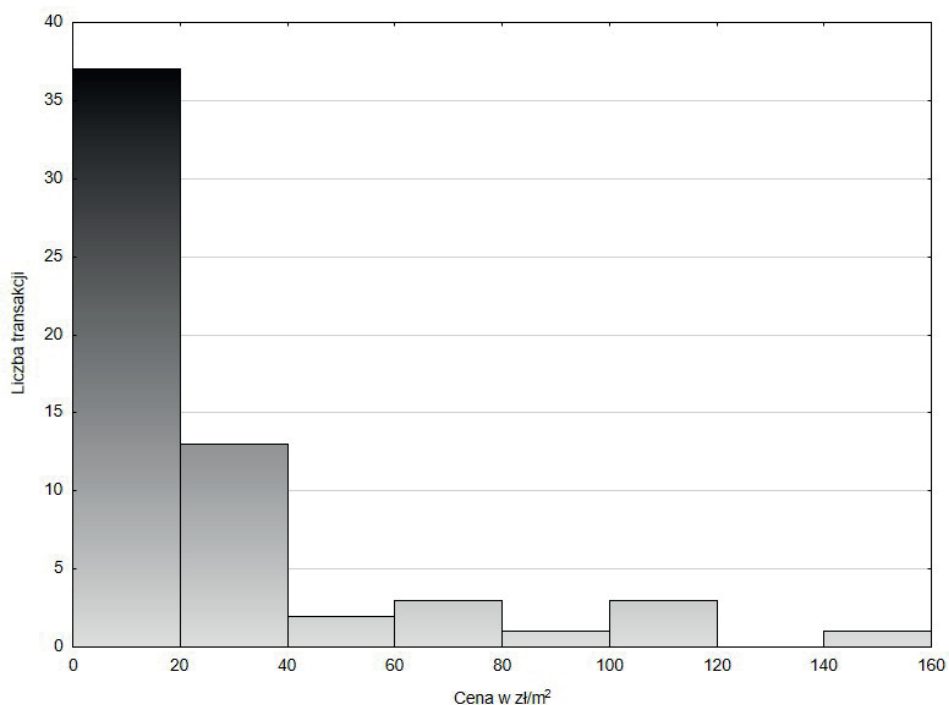
Rysunek 3.8. Cennosc gruntów rolnych w zaleznosci od róznych stanów prawnych i fizycznych nieruchomości

Źródło: opracowanie własne.

Analiza rysunku 3.8 wskazuje na istnienie wielu poziomów cennosci gruntów w zaleznosci od stopnia zaawansowania procesu przekształcenia działki z rolnej na „budowlaną”, zaleznego od przeznaczenia w MPZP (1), zapisów w ewidencji gruntów (2) i sposobu korzystania z nieruchomości (3). Zmiany poziomu cen następują w wyniku kolejno: uchwalenia nowych funkcji w MPZP, podziału nieruchomości, przeprowadzenia procesu wyłączenia z produkcji rolnej, zmiany sposobu użytkowania i realizacji inwestycji. Najniższy i najwyższy poziom cen dotyczy sytuacji zgodności funkcji na wszystkich trzech rozpatrywanych płaszczyznach, występuje jednak kilka stanów pośrednich, komplikujących mocno analizy cen i wartości nieruchomości rolnych.

3.1.2. Nieruchomości rolne w MPZP

Na potrzebę fragmentaryzacji rynku, ze względu na funkcję nieruchomości rolnej zapisaną w MPZP, wskazuje nawet pobieżna analiza rysunku 3.9, tj. histogramu cen dla nieruchomości rolnych w MPZP. Co prawda likwidacji, w porównaniu z rozkładem zaprezentowanym na rysunku 3.7, nie uległ prawostronny „ogon” nieruchomości o cenach najwyższych, ale nie przekraczały już one poziomu 160 zł/m² (poprzednio 400 zł/m²). Przedział dominanty został z kolei zawężony do „najtańszych” nieruchomości do 20 zł/m² (wcześniej 50 zł/m²). Rozstęp cen zmniejszył się z 393,8 zł/m² do 149,8 zł/m², czyli ponad dwukrotnie. Dwukrotnie zmniejszyło się również przeciętne zróżnicowanie cen. Zapewne atrakcyjność lokalizacji spowodowała, że zdarzały się transakcje w cenach typowych gruntów nie-rolnych, ale było ich stosunkowo niewiele.



Rysunek 3.9. Rozkład jednostkowych cen transakcji „czystymi” gruntami rolnymi z terenu powiatu polickiego

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KOWR.

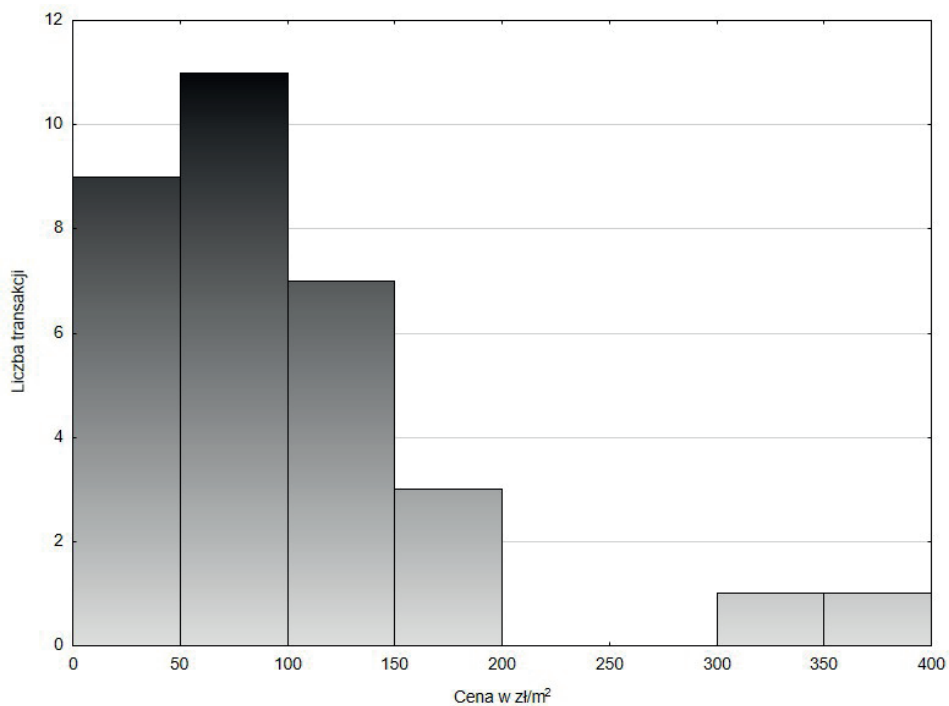
Tabela 3.5. Podstawowe statystyki jednostkowych cen gruntów rolnych według MPZP z terenu powiatu polickiego (zł/m²)

Parametr	Wartość
Liczebność	61
Średnia	25,6
Mediana	10,4
Minimum	2,5
Maksimum	152,3
Dolny kwartył	3,9
Górny kwartył	34,1
Odchylenie standardowe	32,9

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

3.1.3. Nieruchomości nie-rolne w MPZP

Inny kształt przyjmuje rozkład cen nieruchomości, których zapisy w planach zagospodarowania przestrzennego zostały zmienione na inne cele niż rolne (rys. 3.10). Ze skrajnie prawostronnie asymetrycznego (jak dla nieruchomości rolnych) staje się on tylko umiarkowanie prawostronnie asymetryczny. Pojawia się znacząco więcej transakcji z cenami zbliżonymi do tych, które opisywane były w rozdziale 2 jako typowe dla miasta Szczecina. W prawą stronę przesuwają się również wszystkie statystyki opisowe, niektóre nawet znacząco. Przykładowo mediana cen wzrasta z 10,4 zł/m² do 75,6 zł/m², czyli ponad 7-krotnie (tab. 3.6).



Rysunek 3.10. Rozkład jednostkowych cen transakcji gruntami nie-rolnymi w MPZP z terenu powiatu polickiego

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych KOWR.

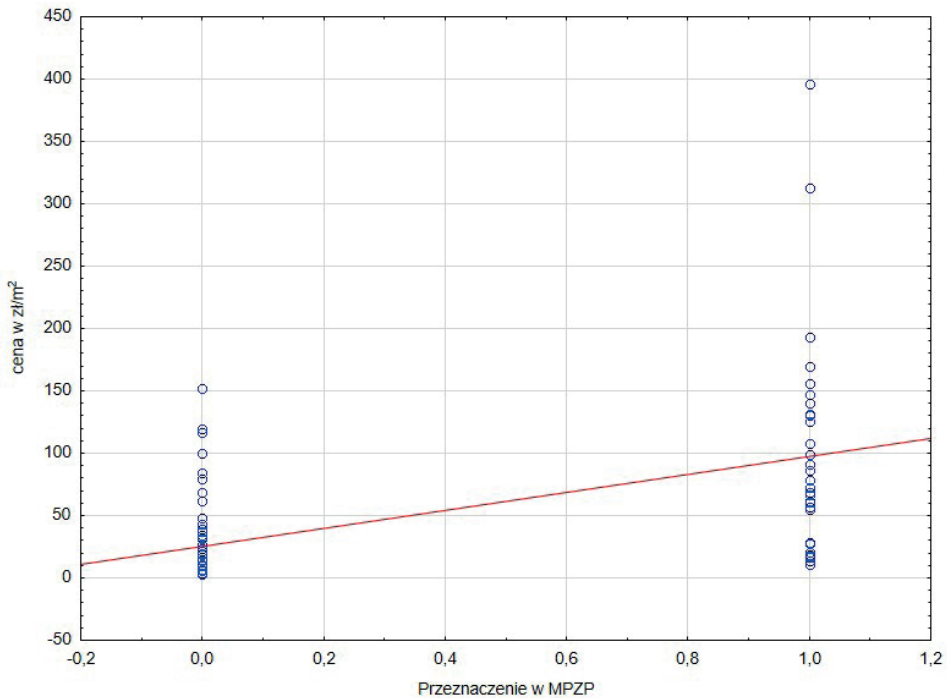
Tabela 3.6. Podstawowe statystyki jednostkowych cen gruntów nie-rolnych z terenu powiatu polickiego (zł/m²)

Parametr	Wartość
Liczebność	32
Średnia	97,7
Mediana	75,6
Minimum	10,9
Maksimum	396,3
Dolny kwartyl	28,2
Górny kwartyl	135,9
Odchylenie standardowe	85,6

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

3.2. Statystyczno-ekonometryczna analiza zależności na podszczecińskim rynku nieruchomości rolnych

Opisywana wyżej prawidłowość dotycząca wpływu przeznaczenia gruntów w MPZP jest również dobrze widoczna na rysunku 3.11. Nieruchomości o przeznaczeniu rolnym (oznaczone na skali porządkowej wartością – 0) charakteryzowały się generalnie dużo niższymi wartościami, a także dużo mniejszym zróżnicowaniem niż w przypadku nieruchomości nie-rolnych (oznaczone na rys. 3.11, na skali porządkowej wartością – 1).

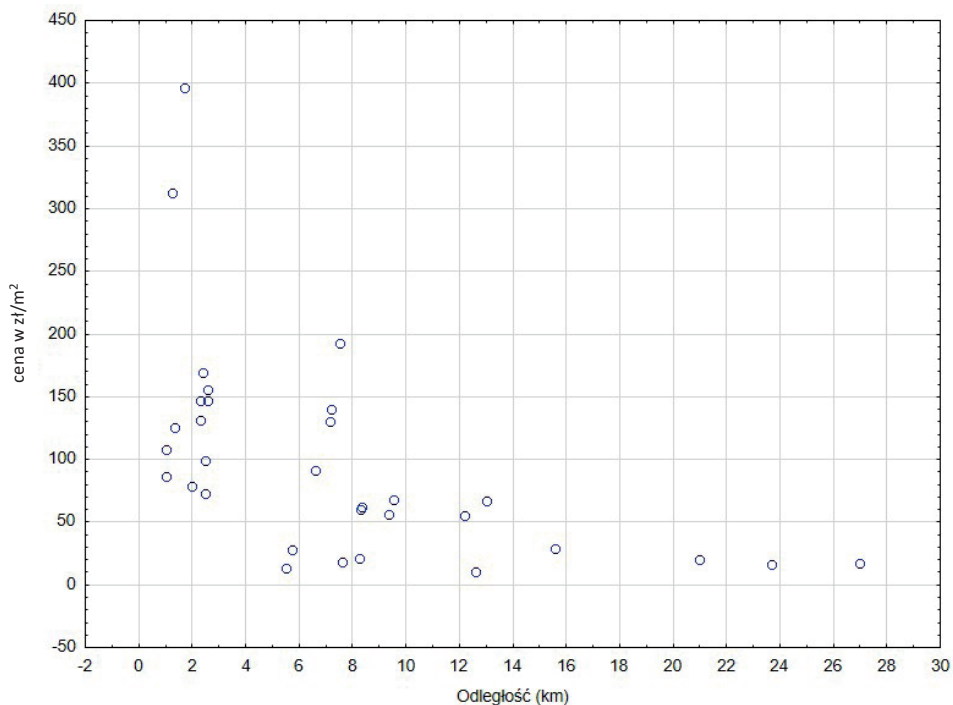


Rysunek 3.11. Korelogram: ceny nieruchomości na tle przeznaczenia nieruchomości MPZP

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

Hipotezę o potrzebie fragmentaryzacji tego, co badamy (tym razem ze względu na kryterium lokalizacji), potwierdzają dane przedstawione na rysunku 3.12, czyli jak cena bazowa jest silnie powiązana z lokalizacją nieruchomości, mierzoną

odległością od granic Szczecina. Inaczej zmienia się ona w bliższej, a inaczej w dalszej odległości. W przypadku działek o charakterze nie-rolnym istotne było, by odległość ta nie przekraczała 2,5 km. Do tak zdefiniowanej lokalizacji działa już renta miejska i renta atrakcyjności. Powyżej 5 km poziom cen jest już znacznie niższy, ale i niższe jest tempo jej spadku wraz ze zwiększaniem się odległości. Taki wynik jest potwierdzeniem kolejnej tezy o stosunkowo mniejszym wpływie odległości na cenność nieruchomości, przy dość łatwej dostępności komunikacyjnej (publicznej, czy prywatnej drogi dojazdowej). Od zadanej wielkości (tj. 2,5 km) dystans zaczyna mieć zdecydowanie mniejsze znaczenie. Powyższa sytuacja potwierdza niską użyteczność kategorii ceny średniej w badaniach rynku, która jest podstawą wycen nieruchomości (jedna z podstawowych metod wycen, tj. metoda korygowania ceny średniej oparta jest właśnie na kategorii ceny średniej). Ceny gruntów niezurbanizowanych leżą również u podstaw

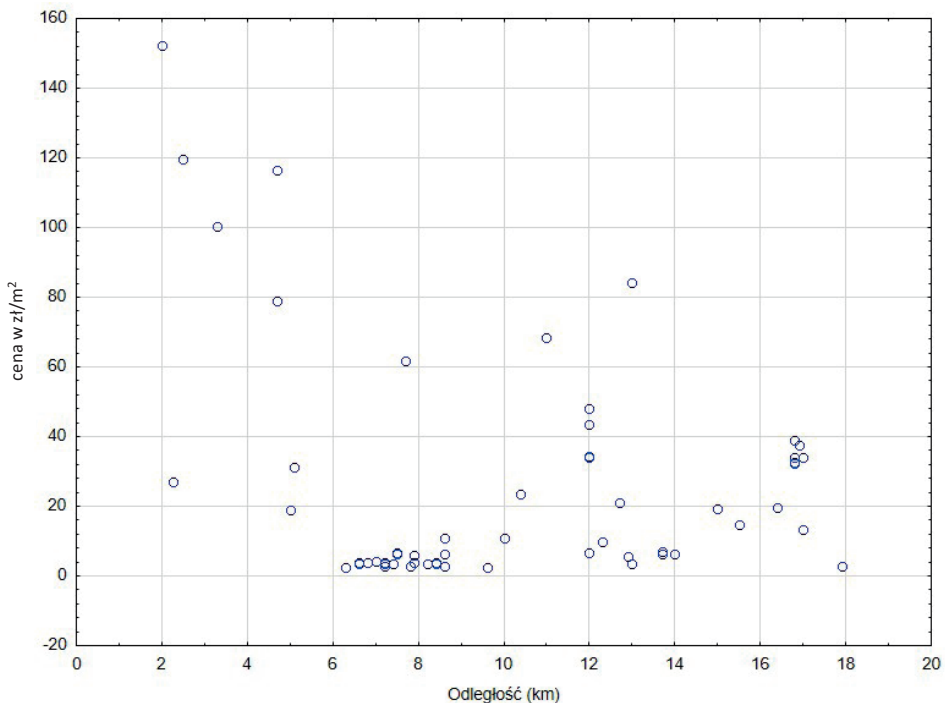


Rysunek 3.12. Zależność cen transakcyjnych działek o przeznaczeniu nie-rolnym od odległości do Szczecina

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

algorytmów masowej wyceny nieruchomości i tak też jest w przypadku szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości (SAMWN). Słabość takiej kategorii, jaką jest cena średnia, wskazuje na potrzebę udziału rzeczoznawców majątkowych w procesach masowej wyceny (co potwierdza potrzebę korzystania z wiedzy *a priori*).

Działki rolne do 2 km od Szczecina raczej nie występują, więc renta miejska nie ma zastosowania. Z kolei renta atrakcyjności nie jest tak widoczna, jak dla działek nie-rolnych (tak jak nie jest jednoznaczna przedstawiona prawidłowość na rys. 3.13). Można jednak zauważyć pewne zjawisko spadku cen wraz ze wzrostem odległości (po 8 km), stąd również wynika potrzeba fragmentaryzacji. Spadek ten podobnie jak dla działek nie-rolnych jest coraz mniejszy (wraz ze zwiększaniem się odległości). Bezspornie występują tutaj inne czynniki, które zakłócają regularne prawidłowości, a prawdopodobnie wiążą się z „pamięcią”

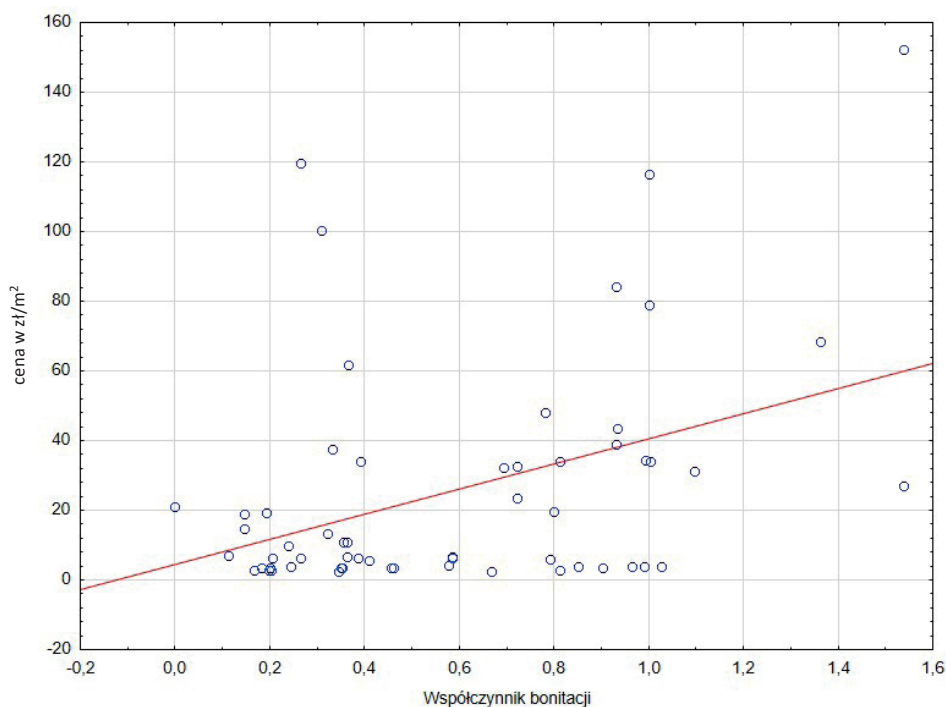


Rysunek 3.13. Zależność cen transakcyjnych działek o przeznaczeniu rolnym od odległości od Szczecina

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

renty gruntowej. Pojęcie „pamięci” renty gruntowej, a nie samej renty, jest o tyle bardziej uzasadnione, że analizowany rynek nieruchomości jest rynkiem spekulacyjnym, a jego uczestnicy nastawieni są bardziej na lokatę kapitału, a nie chęć rolniczego wykorzystania ziemi w dłuższej perspektywie. Ze względu na możliwość czasowego wykorzystywania ziemi do celów produkcyjnych, pamięć renty gruntowej wynika m.in. z urodzajności gleby, a także z dodatkowych korzyści związanych z przychodami z tytułu dopłat bezpośrednich do upraw użytków rolnych, które wypłaca Agencja Restrukturyzacji i Modernizacji Rolnictwa (ARiMR).

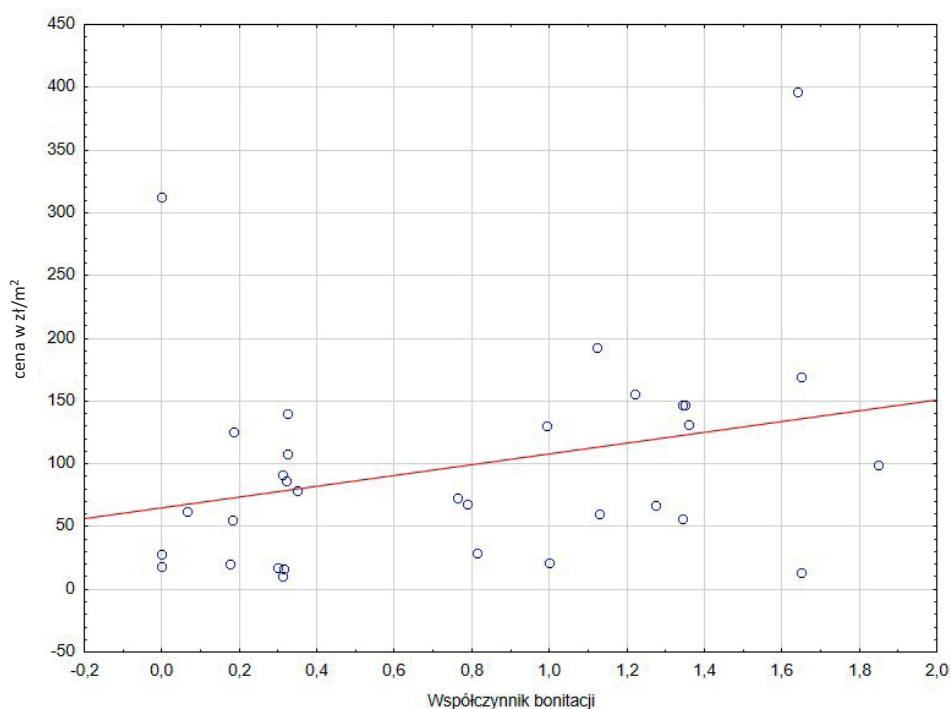
Jak wykazano powyżej, na podstawie wyłącznie informacji o odległościach działek rolnych od granic miasta, nie można jednoznacznie wyprowadzać wniosków co do ich cenności. W zdecydowanej większości są one nadal użytkowane rolniczo, co pozwala przypuszczać, że cenność może być powiązana z jakością



Rysunek 3.14. Zależność cen transakcyjnych od współczynnika bonitacji nieruchomości o rolnym przeznaczeniu

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

bonitacyjną gruntów, a być może dodatkowo jeszcze np. z mozaikowością (przez co rozumie się kilka użytków rolnych na jednej parceli), poziomem kultury rolnej, czy kształtem działki. Poniżej przedstawiono analizy dotyczące wpływu bonitacji siedliska rolnego na cenność gruntów rolnych i nie-rolnych w MPZP (rys. 3.14 i 3.15). Do tego celu wykorzystano zdefiniowany wcześniej współczynnik bonitacji oparty na kategorii hektara przeliczeniowego. Z powodu różnego sposobu użytkowania gruntów rolnych (a w niektórych przypadkach jego braku) należy się spodziewać różnych wyników analiz dla gruntów rolnych i nie-rolnych, co potwierdzają grafiki przedstawione na rysunkach 3.14 i 3.15.



Rysunek 3.15. Zależność cen transakcyjnych od współczynnika bonitacji nieruchomości o nie-rolnym przeznaczeniu

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

Zarówno korelogram dla działek nie-rolnych (rys. 3.14), jak i rolnych (rys. 3.15) potwierdza tezę, że bonitacja gruntów również nie jest jedynym czynnikiem

wpływającym na cenność gruntów rolnych w sąsiedztwie Szczecina. Przy czym, w obu przypadkach jej wpływ jest istotny i zgodny z oczekiwaniami, czyli lepsze jakościowo grunty osiągają generalnie wyższe ceny nieruchomości, co było do przewidzenia – dużo szybsze tempo wzrostu cen następuje wraz z wyższym W_b dla działek o przeznaczeniu rolnym w planie miejscowym, co należy interpretować jako wynik oddziaływania renty gruntowej (a w zasadzie „pamięci” renty gruntowej). Urodzajność gleby jest więc czynnikiem ważniejszym w przypadku działek typowo rolnych, a mniej istotnie wpływającym na ceny działek nie-rolnych (w ich przypadku działa głównie renta miejska).

Kolejnym czynnikiem, który wzięto pod uwagę, jeżeli chodzi o cenność gruntów, była dostępność komunikacyjna mierzona jakością drogi dojazdowej.

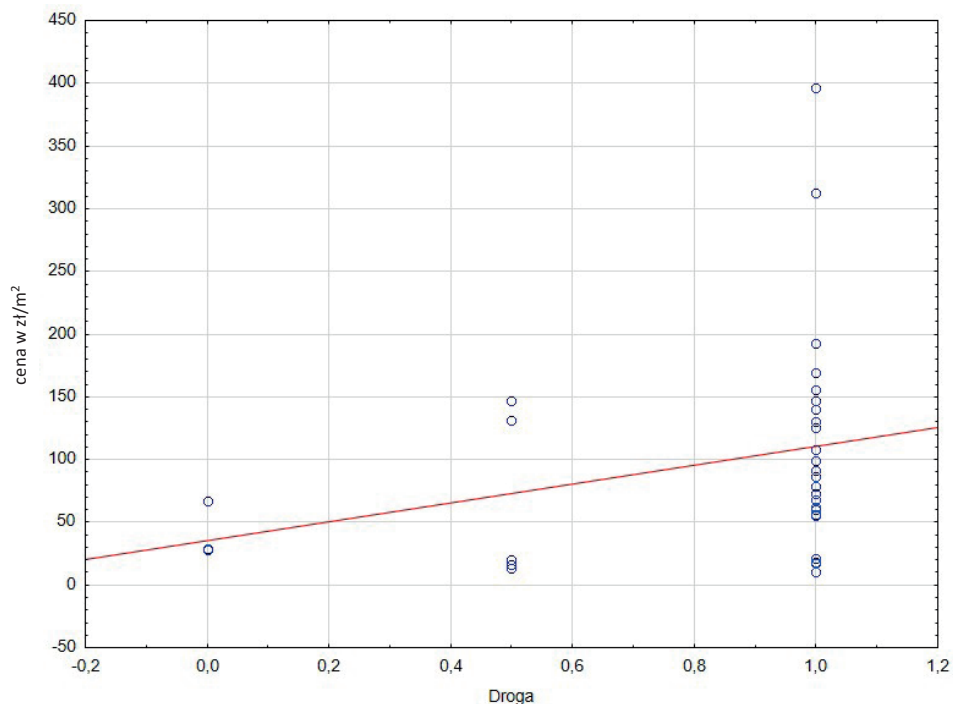
Zgodnie z art. 2 pkt 14 ustawy z 27 marca 2003 roku o planowaniu i zagospodarowaniu przestrzennym poprzez dostęp do drogi publicznej rozumie się:

- bezpośredni dostęp do drogi,
- dostęp przez drogę wewnętrzną,
- dostęp przez ustanowienie odpowiedniej służebności drogowej.

Analizowana baza danych nieruchomości rolnych z terenu powiatu polickiego pozwalała na wyróżnienie trzech kategorii dróg:

- 0 – droga nieutwardzona,
- 0,5 – droga utwardzona tzw. szlaką,
- 1 – droga utwardzona.

Wyniki analiz dotyczące drogi dojazdowej można uznać w pewnym sensie za przeciwne w stosunku do wyników i analiz biorących pod uwagę jakość bonitacyjną gruntów. W przypadku nieruchomości nie-rolnych (rys. 3.16) zależność ta była bardziej widoczna niż w odniesieniu do działek rolnych (rys. 3.17), co potwierdza mniejszy rozrzut punktów (w ramach poszczególnych stanów atrybutu) na pierwszym z tych wykresów. W przypadku działek rolnych droga nie jest czynnikiem najistotniejszym i prawidłowość nie jest jednoznaczna, a w przypadku działek o innym przeznaczeniu jest ona ważnym czynnikiem decydującym o cenie. Zapewne wytłumaczeniem jest tu również perspektywa bardziej długoterminowego podejścia inwestorów do działek rolnych w MPZP, niż w przypadku działek nie-rolnych, gdzie jakość drogi dojazdowej stanowi ważne kryterium oceny atrakcyjności działki, która niebawem może zostać zagospodarowana pod cele budownictwa mieszkaniowego.

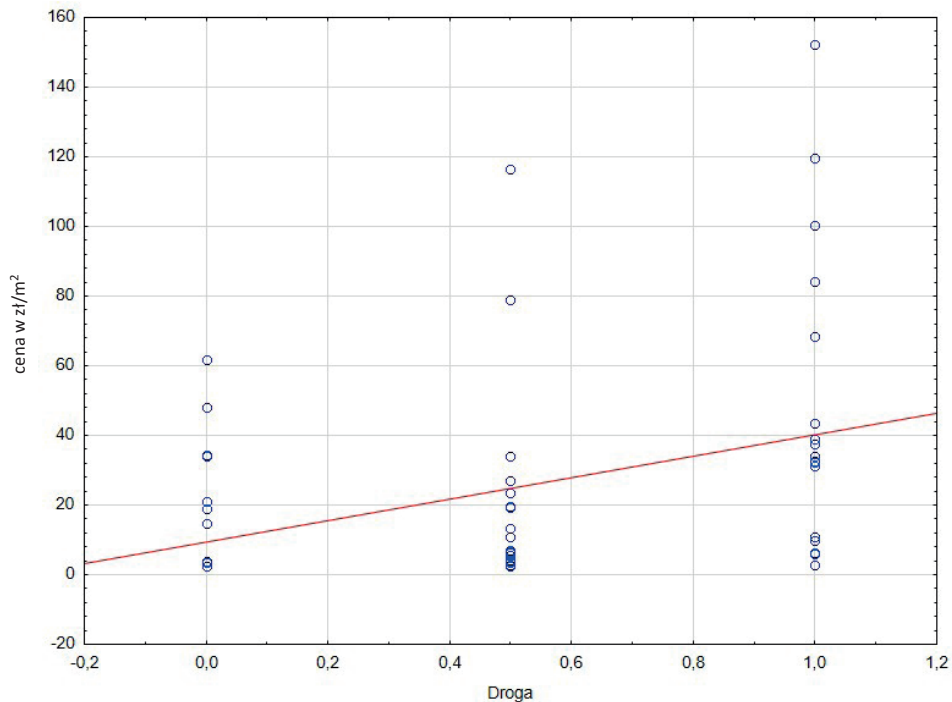


Rysunek 3.16. Zależność ceny transakcyjnej od jakości drogi dojazdowej – nieruchomości nie-rolne

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

W przypadku dróg nieutwardzonych, z punktu widzenia nabywcy ważny jest również status drogi (droga publiczna *versus* prywatna/służebność). Oczywiście każda oferowana przez Krajowy Ośrodek Wsparcia Rolnictwa (KOWR) działka miała zawsze zagwarantowany bezpośredni bądź pośredni dostęp do drogi publicznej (w szczególnych sytuacjach realizowany poprzez drogę wewnętrzną), co wynika z tego, że tylko działki „uporządkowane” pod względem prawnym mogą być przedmiotem oferty rynkowej agencji zarządzającej zasobem nieruchomości rolnych SP (KOWR). Dodatkowo według wewnętrznych uregulowań, drogi wewnętrzne powinny charakteryzować się szerokością ok. 8 m, co często jest dodatkowym warunkiem w sytuacji ubiegania się przyszłego właściciela gruntu o zmianę jego przeznaczenia z rolnego na budowlany. Drogi o szerokości 8 m i węższe mogą skutecznie uniemożliwić przekształcenie gruntu rolnego. Zpełne minimum stanowi szerokość 4 m, co umożliwia dojazd samochodem do działki

(dla funkcji nie-rolnej). Jedną z przesłanek, od których zależy pozytywne zaangażowanie postępowania o ustaleniu warunków zabudowy jest dostęp terenu objętego inwestycją do drogi publicznej.



Rysunek 3.17. Zależność ceny transakcyjnej od jakości drogi dojazdowej – nieruchomości rolne

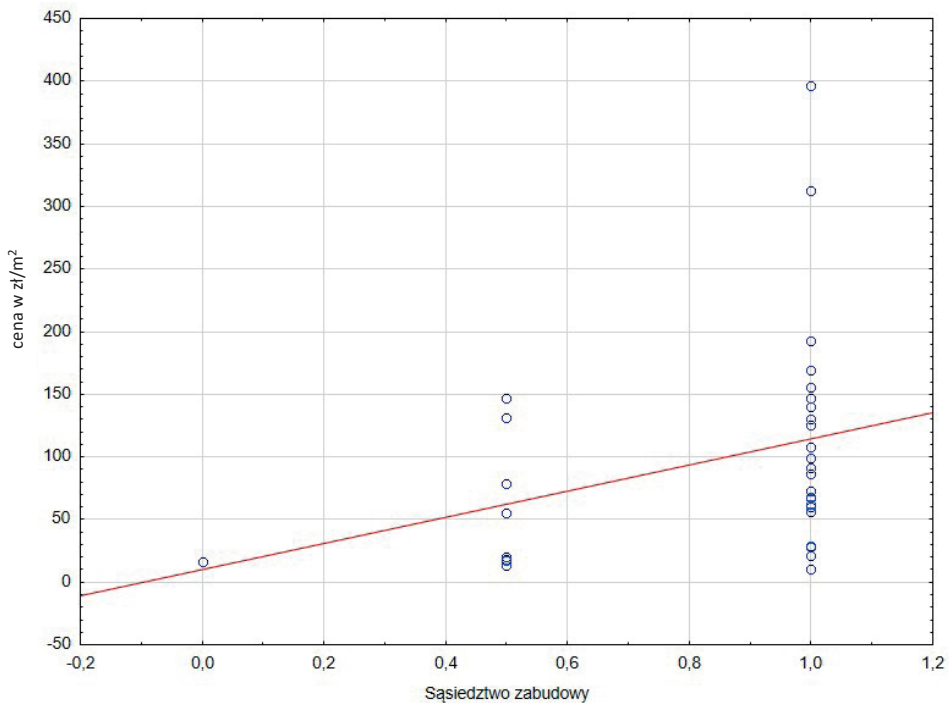
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

Następnym atrybutem, który uwzględniono z racji analizy cenności gruntów na potrzeby szacowania ceny bazowej (W_b), było sąsiedztwo zabudowy – mierzone intensywnością zabudowy w bezpośrednim sąsiedztwie przy nabywanej (sprzedawanej) działce.

Analizowana baza danych nieruchomości rolnych z terenu powiatu polickiego pozwoliła na wyróżnienie trzech rodzajów sąsiedztwa zabudowy:

- 0 – sąsiedztwo gruntów rolnych,
- 0,5 – sąsiedztwo gruntów przygotowywanych do zabudowy,
- 1 – sąsiedztwo gruntów zabudowanych.

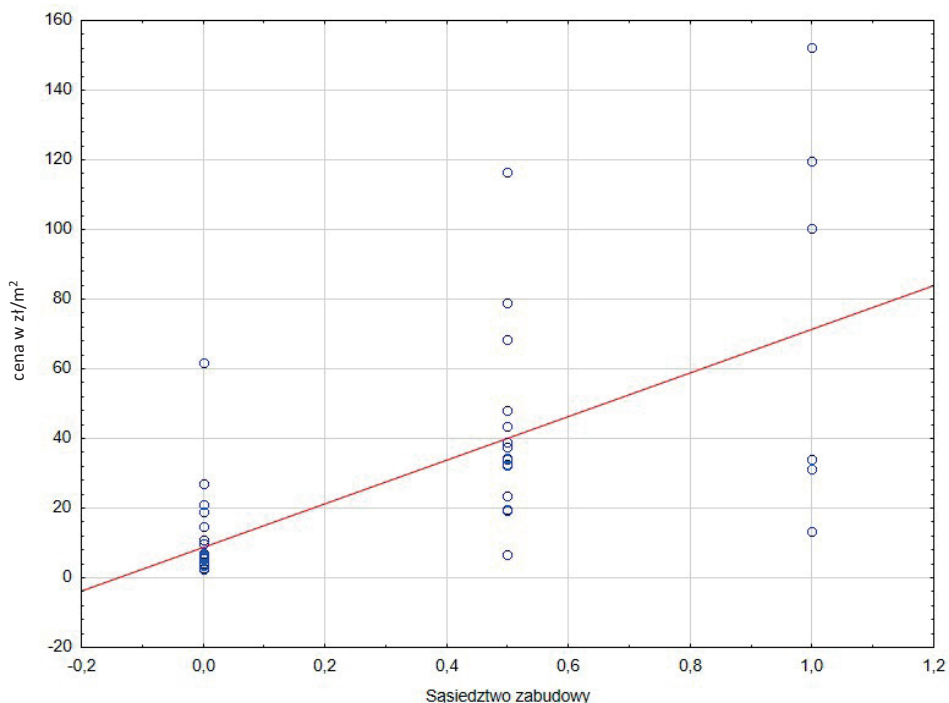
Sąsiedztwo nieruchomości ma szczególnie duże znaczenie w sytuacji nieaktualności MPZP, kiedy to rolę planu pełni decyzja o warunkach zabudowy. Właściciel nieruchomości występuje do gminy o uzyskanie decyzji, a pozytywne rozpatrzenie zależy od spełnienia tzw. zasady dobrego sąsiedztwa. Zasada dobrego sąsiedztwa polega na zapewnieniu ładu architektonicznego danego terenu i zapobieganiu rozproszenia zabudowy na tereny niezurbanizowane, które, z mocy prawa, są chronione. W Polsce ochronę taką zapewniają zapisy ustawy o ochronie gruntów rolnych i leśnych. Najważniejszą przesłanką do wydania decyzji o warunkach zabudowy jest odpowiednie dostosowanie atrybutów i ich parametrów planowanej zabudowy w stosunku do funkcji już istniejących, tj. w bezpośrednim sąsiedztwie nieruchomości. Ważna jest też zasada, by nowa funkcja inwestycji nie ograniczała funkcji już istniejącej zabudowy, a w konsekwencji nie spowodowała np. spadku atrakcyjności, a przez to cenności już istniejących zabudowań, czy innych rodzajów nieruchomości (np. nieruchomości niezabudowanych).



Rysunek 3.18. Zależność ceny transakcyjnej od sąsiedztwa zabudowy – działki nie-rolne

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

W wyniku przeprowadzonych analiz dotyczących sąsiedztwa zabudowy, można je uznać za zbieżne z analizami dotyczącymi wcześniejszych zależności, czyli drogi dojazdowej. Ponownie prawidłowość bardziej uzewnętrzniała się dla działek o nie-rolnym już przeznaczeniu (rys. 3.18).



Rysunek 3.19. Zależność ceny transakcyjnej od sąsiedztwa zabudowy – działki rolne

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

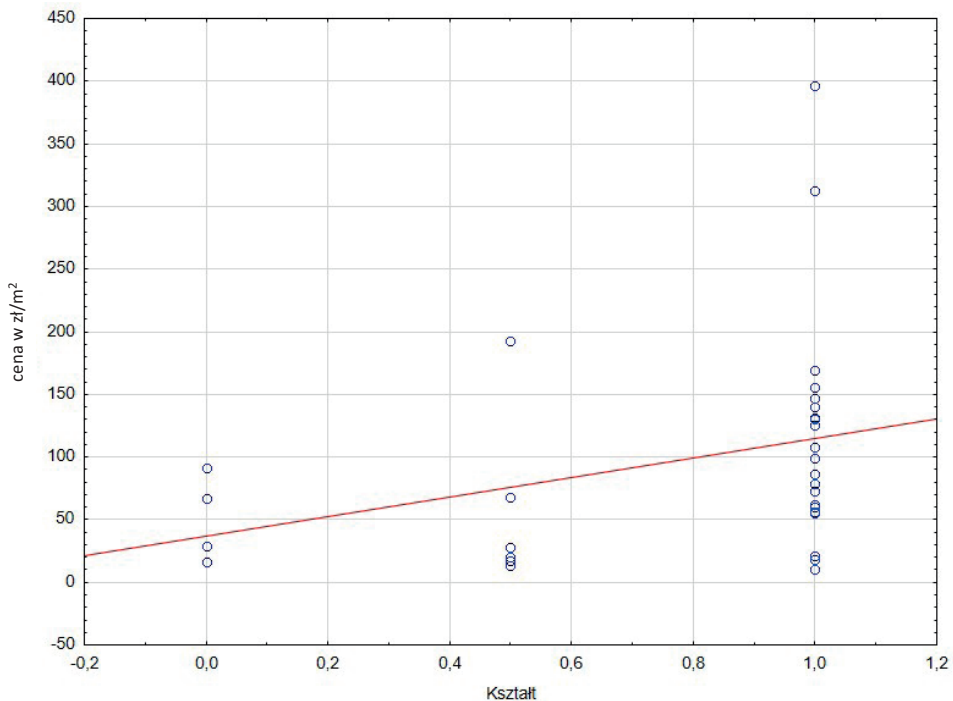
Głównymi parametrami działki gruntu, by mogła stać się ona działką budowlaną, według ustawy o planowaniu i zagospodarowaniu przestrzennym są:

- wielkość,
- wyposażenie w urządzenia infrastruktury technicznej,
- cechy geometryczne.

Zatem kolejnym czynnikiem (atrybutem), który został przeanalizowany w ocenie cenności gruntów była analiza kształtu działki, cecha która na potrzeby przeprowadzanych analiz była mierzona jej regularnością w wariantach:

- 0 – kształt nieregularny,
- 0,5 – kształt względnie regularny,
- 1 – kształt regularny (o stosunkach boków działki w proporcjach zbliżonych do długość/szerokość 3 : 2).

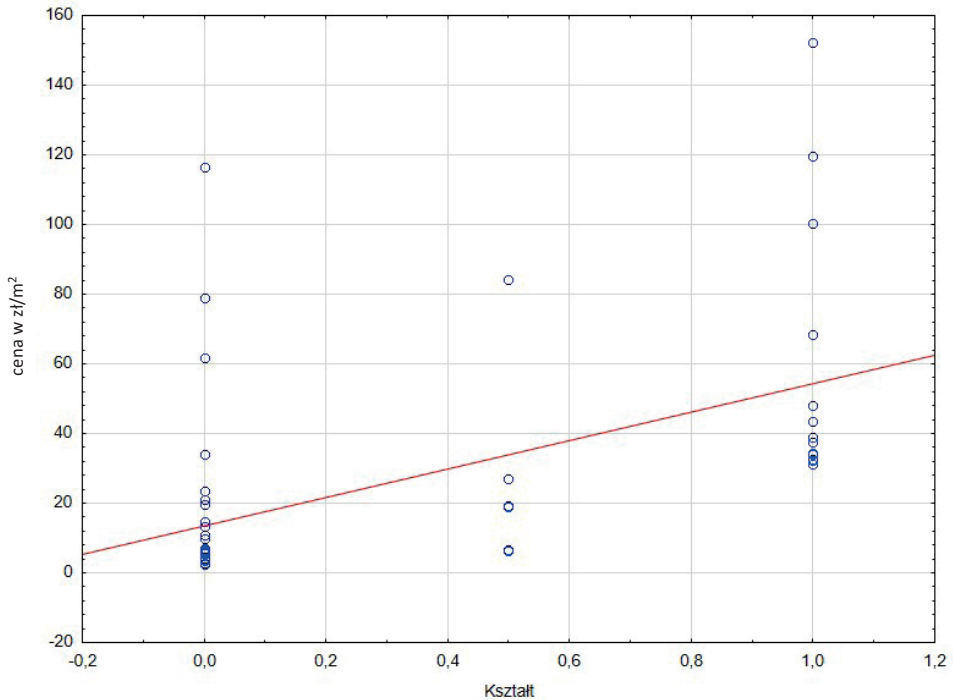
Powszechnie przyjmuje się, że kształt regularny dotyczy działek o kątach prostych (lub zbliżonych), geometrycznie podobnych do kwadratów lub do postaci prostokątów – w proporcji 2 : 3 szerokość – długość (lub odwrotnie). Analiza grafik (rys. 3.20 na tle rys. 3.21) wskazuje, że przytoczona wcześniej prawidłowość znajduje odzwierciedlenie na rynkach nieruchomości. Nieruchomości nie-rolne o względnie regularnych kształtach charakteryzują się wyższymi cenami, co w przypadku nieruchomości typowo rolnych nie jest tak jednoznaczne (rys. 3.21). Wynika to z tego, że działki rolne w dużej części wymagają jeszcze prac podziałowych (geodezyjnych) i są działkami o stosunkowo większych powierzchniach. Regularny kształt działki jest istotny głównie w sytuacji planowanych inwestycji



Rysunek 3.20. Zależność ceny transakcyjnej od kształtu działki – działki nie-rolne

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

w krótszej perspektywie, tj. przygotowywanych inwestycjach związanych z posadowieniem domów.



Rysunek 3.21. Zależność ceny transakcyjnej od kształtu działki – działki rolne

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR.

Podsumowując tę część badań, przeprowadzona analiza związków cen nieruchomości rolnych z terenu powiatu polickiego rozpatrywana była ze względu na następujące zmienne (atrybuty nieruchomości), przypominając i przyjmując oznaczenia:

- x_1 : warunki zawarcia transakcji (przetarg, pierwszeństwo nabycia),
- x_2 : przeznaczenie w planie zagospodarowania przestrzennego,
- x_3 : powierzchnia nieruchomości,
- x_4 : wskaźnik bonitacji,
- x_5 : droga dojazdowa,
- x_6 : sąsiedztwo zabudowy,

x_7 : kształt działki,

x_8 : odległość od aglomeracji szczecińskiej,

y : cena.

Przeprowadzona powyżej analiza pojedynczych korelogramów cen metra kwadratowego gruntów (z powodu dość nielicznej bazy danych założono najprostsze związki liniowe) z poszczególnymi cechami nieruchomości wykazała, że istnieją zależności, co oznacza, że na cenność „spekulacyjnych” gruntów rolnych wpływa wiele czynników. Analiza macierzy korelacji (tab. 3.7–3.9) wskazuje również, że pomiędzy samymi atrybutami nieruchomości można zauważyć też istotne związki. Należy podkreślić, że analiza korelacji nie jest idealnym narzędziem do badania wpływu atrybutów nieruchomości na ich cenność, co wynika z tego, że część z nich mierzona była na tzw. słabych skalach, a część na skalach silniejszych (ciągłych). Przykładem zmiennych (atrybutów) ciągłych jest współczynnik bonitacji, odległość od granic administracyjnych Szczecina i sama kategoria ceny nieruchomości, pozostałe zmienne mierzone były na skali porządkowej.

Tabela 3.7. Macierz korelacji pomiędzy atrybutami nieruchomości – wszystkie działki

Zmienna	y	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8
y	1,000	0,177	0,528	-0,104	0,361	0,413	0,613	0,528	-0,483
x1		1,000	0,103	-0,415	-0,016	-0,029	0,183	0,173	-0,050
x2			1,000	-0,109	0,189	0,396	0,659	0,501	-0,228
x3				1,000	0,058	-0,105	-0,190	-0,163	0,046
x4					1,000	0,160	0,317	0,278	-0,267
x5						1,000	0,493	0,579	-0,144
x6							1,000	0,634	-0,200
x7								1,000	-0,273
x8									1,000

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR (kolorem czerwonym oznaczono istotne współczynniki korelacji).

Zmiennymi, które jak się okazuje miały największy wpływ na cenność gruntów rolnych były: sąsiedztwo zabudowy (x6), przeznaczenie w planie zagospodarowania przestrzennego (x2), kształt działki (x7) i odległość od aglomeracji szczecińskiej (x8). Dla tych atrybutów nieruchomości lepszy ich stan powodował wzrost cenności. Współczynnik korelacji dla zmiennej odległość od aglomeracji szczecińskiej okazał się zgodnie z przypuszczeniami ujemny, co oznacza spadek cenności gruntów wraz z oddaleniem się działek od granic miasta Szczecina. Nieco niższą wartość miał współczynnik korelacji dla jakości bonitacyjnej gruntu. Nieistotne okazało się oszacowanie współczynnika korelacji dla atrybutu powierzchnia (x3) i warunki zawarcia transakcji (przetarg, pierwszeństwo nabycia) (x1). Najwyższą wartość współczynnika korelacji dla samych atrybutów zauważono dla zmiennych x2 i x6 (0,66), co oznacza, że przeznaczenie w planie zagospodarowania przestrzennego i sąsiedztwo zabudowy niosą podobną informację statystyczną.

Z powodu wspomnianej wcześniej potrzeby fragmentaryzacji wyliczono również współczynniki korelacji osobno dla działek rolnych i nie-rolnych, uwzględniając w ten sposób pośrednio wpływ przeznaczenia. Wyniki obliczeń przedstawiono w tabelach 3.8 i 3.9.

Tabela 3.8. Macierz korelacji pomiędzy atrybutami nieruchomości – działki rolne

Zmienna	y	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8
y	1,000	0,202		-0,167	0,386	0,312	0,684	0,529	-0,260
x1				-0,461	-0,022	-0,071	0,222	0,213	-0,035
x2			1,000						
x3				1,000	0,053	-0,051	-0,166	-0,153	0,073
x4					1,000	0,214	0,349	0,320	-0,162
x5						1,000	0,374	0,417	0,113
x6							1,000	0,551	0,171
x7								1,000	0,077
x8									1,000

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR (kolorem czerwonym oznaczono istotne współczynniki korelacji).

Tabela 3.9. Macierz korelacji pomiędzy atrybutami nieruchomości – działki nie-rolne

Zmienna	y	x1	x2	x3	x4	x5	x6	x7	x8
y	1,000	0,164		0,155	0,295	0,288	0,326	0,328	-0,541
x1		1,000		0,105	-0,074	-0,096	-0,107	-0,112	-0,019
x2			1,000						
x3				1,000	0,420	-0,314	-0,206	0,043	-0,238
x4					1,000	-0,052	0,170	0,095	-0,290
x5						1,000	0,237	0,634	-0,298
x6							1,000	0,221	-0,466
x7								1,000	-0,595
x8									1,000

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR (kolorem czerwonym oznaczono istotne współczynniki korelacji).

Otrzymane wyniki w przypadku działek rolnych uwypukliły znikomo większy wpływ jakości bonitacyjnej gruntów, co wcześniej tłumaczono występowaniem „pamięci” renty gruntowej. Podobnie jak dla wszystkich działek, największą wartość współczynnika korelacji otrzymano jednak dla atrybutu sąsiedztwo zabudowy (x6) – co z kolei wskazuje, że na nieruchomości typowo rolne w sąsiedztwie miasta wpływa również renta miejska. Stosunkowo niższą wartość siły powiązania zaobserwowano dla atrybutu odległość od aglomeracji szczecińskiej, co z kolei oznacza, że renta atrakcyjności ma w tym wypadku mniejszy wpływ.

W przypadku działek nie-rolnych eliminacja atrybutu przeznaczenia w MPZP doprowadziła do eliminacji istotności wpływu dla prawie wszystkich atrybutów. Wyjątkiem jest współczynnik między ceną a odległością od aglomeracji szczecińskiej, którego poziom zmienił się do $-0,541$, co po raz kolejny dowodzi dużego wpływu lokalizacji na wartość i ceny nieruchomości.

Modelowanie cenności gruntów rolnych, stanowiących podstawę do określania wartości bazowej (choćby na potrzeby szczecińskiego algorytmu masowej wyceny nieruchomości) okazało się niezbyt prostym zadaniem. O ile indywidualne zależności wydają się dość oczywiste i często istotne statystycznie (co wykazano w powyższych badaniach), o tyle nie udało się zbudować modelu (liniowego) satysfakcjonującego pod względem matematycznym. Najwyższą wartość

współczynnika determinacji ($R^2 = 0,645$) uzyskano dla modelu gruntów rolnych. Oszacowania parametrów strukturalnych i struktury stochastycznej (opisujących jakość tych modeli, np. R^2) dla modeli liniowych ze wszystkimi obserwacjami (nieruchomościami), a następnie kolejno dla nieruchomości rolnych i nie-rolnych przedstawiono w tabelach 3.10–3.12. Kolorem czerwonym oznaczono parametry statystycznie istotne. Wyboru zmiennych do modelu dokonano metodą krokową postępującą, stąd kolejność zmiennych w tabelach wskazuje na ich ranking

Tabela 3.10. Oszacowania parametrów strukturalnych i struktury stochastycznej – komplet danych

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Student	<i>P</i> value
<i>const</i>	8,522	25,157	0,33875	0,735645
x6	50,753	16,822	3,01701	0,003378
x8	-4,014	0,950	-4,22449	0,000060
x2	21,561	13,664	1,57792	0,118342
x4	17,724	11,478	1,54413	0,126317
x5	22,141	15,061	1,47011	0,145266
x1	24,038	20,086	1,19672	0,234781

$R^2 = 0,531$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR (kolorem czerwonym oznaczono współczynniki regresji istotne na poziomie ufności $\alpha = 0,05$).

Tabela 3.11. Oszacowania parametrów strukturalnych i struktury stochastycznej – nieruchomości rolne

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Student	<i>P</i> value
<i>const</i>	33,897	6,666	5,085	0,000
x6	58,222	8,936	6,516	0,000
x8	-2,845	0,602	-4,724	0,000
x7	15,809	7,284	2,170	0,034

$R^2 = 0,645$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR (kolorem czerwonym oznaczono współczynniki regresji istotne na poziomie ufności $\alpha = 0,05$).

Tabela 3.12. Oszacowania parametrów strukturalnych i struktury stochastycznej – nieruchomości nie-rolne

Zmienna	Współczynnik	Błąd standardowy	t-Student	<i>P</i> value
<i>const.</i>	-12,962	95,350	-0,136	0,893
x8	-5,425	2,161	-2,510	0,018
x1	91,305	74,624	1,224	0,232
x4	28,673	23,745	1,208	0,238
x5	49,909	42,668	1,170	0,252

$R^2 = 0,280$.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych KOWR (kolorem czerwonym oznaczono współczynniki regresji istotne na poziomie ufności $\alpha = 0,05$).

w modelu, z wyłączeniem wyrazu wolnego. Z powyższego wynika postulowana we wstępie potrzeba udziału ekspertów, czyli rzeczoznawców majątkowych w procesie kalibracji parametrów różnego rodzaju algorytmów wycen i badań nad cennością gruntów w ogóle. Główną przyczyną niepowodzeń metod naukowych jest właśnie potrzeba fragmentaryzacji rynku, z którą metody ekonometryczne nie zawsze sobie radzą, a którą są w stanie rozpoznać eksperci.

Wnioski

Zasadniczym wnioskiem wynikającym z przeprowadzonych badań jest spostrzeżenie, że informacje z próby (nawet dość liczne) nie są wystarczające do zbudowania dobrego modelu ekonometrycznego dla cen nieruchomości rolnych zlokalizowanych w bezpośrednim sąsiedztwie aglomeracji miejskich. Jakość wszystkich modeli szacowanych klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (KMNK) wydaje się nie do zaakceptowania. Chodzi głównie o stopień dopasowania wartości teoretycznych do empirycznych cen. Same znaki ocen parametrów były najczęściej zgodne z oczekiwaniami, a znacząca liczba parametrów strukturalnych dla zaproponowanych zmiennych (po selekcji *a priori*), albo była statystycznie istotna, albo (nawet częściej) pozostawała na granicy istotności. Atrybuty (poza odległością od granic miasta Szczecina) oraz ich stany, zdefiniowano w ten sposób, że ich wpływ na cenę jednostkową nieruchomości powinien

być dodatni (w pojedynczym, indywidualnym oddziaływaniu). W przypadku odległości – oczywiście odwrotnie. Wnioski dotyczące możliwości modelowania działek rolnych pozostają zbieżne z wnioskami przedstawionymi w rozdziale 1, które dotyczyły gruntów budowlanych w Szczecinie. Główną przyczyną niepowodzeń zastosowań metod matematycznych wydaje się potrzeba fragmentaryzacji rynku, z którą metody ekonometryczne nie zawsze sobie radzą.

Istotną zatem pozostaje wiedza ekspercka (*a priori*). Oczywiście nic nie stoi na przeszkodzie, by mogła być ona dodatkowo wzbogacona o analizy ilościowe (statystyczno-ekonometryczne).

Zakończenie

Modelowanie cen nieruchomości na podstawie baz danych opisujących lokalne, małe rynki nieruchomości wymaga rozwiązania licznych problemów. Problemy te są pochodną niskiej jakości zbiorów danych (mała liczba obserwacji, niska zmienność cech nieruchomości, współliniowość cech, subiektywny charakter cech). Dane te nie są często zbyt liczne, nie są również jednorodne. Problemem jest brak mierzalności matematycznej atrybutów nieruchomości lub ich pomiar na słabszych skalach. Istnieją dwa „równoległe” rozwiązania tego typu problemów.

Po pierwsze, należy podejmować działania zmierzające do poprawy baz danych o nieruchomościach. Można na przykład łączyć bazy danych z różnych źródeł, co zwiększy liczbę obserwacji. Takie działania wymagają jednak współpracy oraz standaryzacji zmiennych, co nie zawsze jest łatwe do przeprowadzenia. Działania takie powinny być jednak inicjowane. W wielu państwach istnieją publiczne bazy danych o cenach transakcyjnych, co ułatwia analizy oraz zwiększa efektywność procesów rynkowych. Jeżeli jakość baz danych będzie lepsza i będą one obszerniejsze, możliwości w zakresie stosowania aparatu statystyczno-ekonometrycznego będą znacznie większe. Poprawienie jakości baz cen transakcyjnych wymaga dużych nakładów organizacyjnych, finansowych. Są to działania długofalowe, ale bez wątpienia niezbędne.

W niniejszej monografii zaproponowano również rozwiązanie metodyczne polegające na łączeniu informacji statystycznych z wiedzą ekspercką (wiedzą *a priori*). Tego typu podejście jest możliwe w ramach estymacji mieszanej, w której wiedza *a priori* przybiera formę stochastycznych restrykcji nakładanych na parametry modelu. Jest to ekonometryczny nurt badań zaproponowany przez dwóch wybitnych naukowców – H. Theila oraz A. Goldbergera. Restrykcje zostały sformułowane na podstawie wag cech nieruchomości, które pozyskano od rzeczoznawców majątkowych. Rzeczoznawcy, którzy aktywnie wyceniają nieruchomości na danym rynku często dysponują tego typu wiedzą i są w stanie określić wpływ cech nieruchomości na ich wartość. Naturalne zatem wydaje się wykorzystanie tego typu wiedzy, jeśli jakość materiału statystycznego nie jest zadowalająca.

Opisane wyniki modelowania cen nieruchomości za pomocą estymacji mieszanej wydają się obiecujące. Wpływ cech (lub ich stanów w przypadku cech jakościowych) na cenę nieruchomości jest zgodny z oczekiwaniami teoretycznymi. Własności modeli są również lepsze, standardowe błędy szacunku są mniejsze niż dla modelu szacowanego klasyczną metodą najmniejszych kwadratów (estymatory mieszane są efektywniejsze).

Przeprowadzony eksperyment symulacyjny wskazuje ponadto na lepsze własności predyktywne modeli estymacji mieszanej. Model KMNK daje wyniki nieakceptowalne, co szczegółowo opisano w rozdziale 1.6 monografii – niewłaściwe są znaki ocen parametrów, wpływ cech jest niezgodny z oczekiwaniami teoretycznymi (oczekiwaniami wynikającymi z wiedzy eksperckiej). Model z parametrami określonymi tylko ekspercko (model z parametrami *a priori*) ma z kolei gorsze własności predyktywne niż model estymacji mieszanej, stąd generalny wniosek – najlepszym rozwiązaniem wydaje się łączenie informacji statystycznych z wiedzą ekspercką (wiedzą *a priori*). Wniosek ten powinien zostać potwierdzony badaniami na innych rynkach, co będzie kolejnym etapem badań.

Przyczyn niepowodzeń w ekonometrycznym modelowaniu cen nieruchomości gruntowych na lokalnych rynkach nieruchomości (zarówno na terenach zurbanizowanych, jak i niezurbanizowanych) upatrywać należy w niezaspokojeniu potrzeby fragmentaryzacji. Badacze nie zawsze zdają sobie sprawę, że inne jest tempo zmian cen dla nieruchomości zlokalizowanych bliżej (centrum miasta, granic miasta, morza), a inne dla nieruchomości w dalszej lokalizacji. Klasyczne metody ekonometryczne nie będą dawały dobrych wyników.

Analiza cen nieruchomości rolnych zlokalizowanych w sąsiedztwie granic dużego miasta (Szczecina) pokazuje, że nieruchomości te, pomimo funkcji produkcyjnej – podlegają działaniu renty miejskiej. Kształtowanie się cen transakcyjnych zależy często od atrybutów (cech) typowych dla nieruchomości o przeznaczeniu budowlanym. Szczególne znaczenie odgrywa odległość od zurbanizowanego obszaru. Z kolei różny poziom cenności takich nieruchomości zależy od stopnia zaawansowania procesu przekształcenia na nieruchomości „budowlane”, czego przejawem jest: zmiana MPZP, podział nieruchomości, wyłączenie z produkcji rolnej lub leśnej. Próba modelowania cen tego typu nieruchomości (spekulacyjnych) wymaga udziału ekspertów rynku nieruchomości (rzeczoznawców majątkowych). Podobnie, potrzebna jest wiedza *a priori* przy wycenach masowych nieruchomości na terenach zurbanizowanych.

Załącznik

Tabela Z1. Ceny transakcyjne i wartości/stany cech nieruchomości gruntowych rolnych w sąsiedztwie aglomeracji szczecińskiej

Lp.	Warunki transakcji	Przeznaczenie	Data transakcji	Powierzchnia	Cena zł/m ²	Współczynnik bonitacji	Gmina	Obręb	Droga	Sąsiedztwo zabudowy	Kształt	Odległość
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1.	PRZETARG	NIEROLNE	30.03.2017	0,3320	28,66	0,8133	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0	1	0	15,6
2.	PRZETARG	NIEROLNE	21.04.2017	0,9394	396,29	1,6393	Kolbaskowo	Przeclaw	1	1	1	1,7
3.	PRZETARG	NIEROLNE	31.05.2017	1,6763	27,83	0,0000	Kolbaskowo	Bamislaw	0	1	0,5	5,7
4.	PRZETARG	NIEROLNE	4.07.2017	0,2812	98,93	1,8492	Kolbaskowo	Przeclaw	1	1	1	2,5
5.	PRZETARG	NIEROLNE	31.05.2017	0,0620	60,65	1,1290	Kolbaskowo	Warnik	1	1	1	8,3
6.	PRZETARG	NIEROLNE	31.07.2017	0,0893	56,78	1,3438	Kolbaskowo	Kamieniec	1	1	1	9,4
7.	PRZETARG	NIEROLNE	9.08.2018	2,2813	169,32	1,6482	Kolbaskowo	Przeclaw	1	1	1	2,4
8.	PRZETARG	NIEROLNE	26.09.2018	0,0089	192,97	1,1236	Kolbaskowo	Kolbaskowo	1	1	0,5	7,5
9.	PRZETARG	NIEROLNE	16.10.2018	0,4800	10,92	0,3125	Police	Drogoradz	1	1	1	12,6
10.	PRZETARG	NIEROLNE	22.12.2017	0,1538	140,24	0,3251	Police	Tanowo	1	1	1	7,2
11.	PRZETARG	NIEROLNE	25.01.2019	0,1567	62,26	0,0638	Dobra (Szczecińska)	Buk	1	1	1	8,4
12.	PRZETARG	NIEROLNE	8.03.2019	0,3700	17,49	0,2973	Police	Drogoradz	1	0,5	0,5	27,0
13.	PRZETARG	NIEROLNE	26.07.2019	0,2186	54,92	0,1830	Police	Nr 1 Police	1	0,5	1	12,2
14.	PRZETARG	NIEROLNE	22.03.2019	1,1036	13,27	1,6491	Kolbaskowo	Bobolin	0,5	0,5	0,5	5,5
15.	PRZETARG	NIEROLNE	4.12.2019	0,6513	18,16	0,0000	Dobra (Szczecińska)	Grzepnica	1	0,5	1	7,6
16.	PRZETARG	NIEROLNE	9.06.2021	0,2586	78,57	0,3480	Police	Trzebież 3	1	0,5	1	2,0
17.	PRZETARG	NIEROLNE	4.12.2019	0,1310	130,35	0,9924	Dobra (Szczecińska)	Dobra	1	1	1	7,2
18.	PRZETARG	NIEROLNE	12.12.2019	0,0008	312,50	0,0000	Dobra (Szczecińska)	Bezzecze	1	1	1	1,3
19.	PRZETARG	NIEROLNE	3.02.2020	0,4054	68,28	0,7893	Dobra (Szczecińska)	Buk	1	1	0,5	9,5
20.	PRZETARG	NIEROLNE	25.08.2021	0,0615	108,07	0,3252	Police	Trzebież 3	1	1	1	1,0
21.	PRZETARG	NIEROLNE	25.06.2021	1,2771	156,16	1,2215	Kolbaskowo	Przeclaw	1	1	1	2,6

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
22.	PRZETARG	NIEROLNE	25.06.2021	1,6018	146,64	1,3422	Kolbaskowo	Przeclaw	1	1	1	2,6
23.	PRZETARG	NIEROLNE	29.01.2021	0,0624	86,49	0,3205	Police	Trzebież 3	1	1	1	1,0
24.	PRZETARG	NIEROLNE	25.09.2020	0,4800	91,01	0,3125	Police	Trzeszczyn	1	1	0	6,6
25.	PRZETARG	NIEROLNE	18.10.2019	0,1309	72,68	0,7639	Dobra (Szczecińska)	Redlica	1	1	1	2,5
26.	PRZETARG	NIEROLNE	11.03.2020	0,1147	20,58	0,1744	Nowe Warpno	Brzózki	0,5	0,5	0,5	21,0
27.	PRZETARG	NIEROLNE	3.10.2019	0,0542	125,84	0,1845	Police	Przęsocin	1	1	1	1,4
28.	PRZETARG	NIEROLNE	2.12.2021	1,7277	146,70	1,3486	Kolbaskowo	Przeclaw	0,5	0,5	1	2,3
29.	PRZETARG	NIEROLNE	30.09.2021	2,1319	131,63	1,3603	Kolbaskowo	Przeclaw	0,5	0,5	1	2,3
30.	PRZETARG	NIEROLNE	8.12.2021	0,3609	66,92	1,2746	Kolbaskowo	Pargowo	0	1	0	13,0
31.	PRZETARG	NIEROLNE	28.12.2021	0,7300	16,40	0,3151	Nowe Warpno	Brzózki	0,5	0	0	23,7
32.	PIERWSZEŃSTWO	NIEROLNE	19.11.2019	0,2000	20,86	1,0000	Police	Nr 1 Police	1	1	1	8,3
33.	PIERWSZEŃSTWO	ROLNE	7.03.2017	1,6600	2,89	0,8133	Police	Tatynia	1	0	0	7,8
34.	PIERWSZEŃSTWO	ROLNE	10.03.2017	0,9600	2,92	0,1667	Police	Trzebież 2	0,5	0	0	17,9
35.	PRZETARG	ROLNE	10.03.2017	1,4661	6,46	0,2660	Dobra (Szczecińska)	Stolec	1	0	0,5	14,0
36.	PRZETARG	ROLNE	31.05.2017	0,0325	26,92	1,5385	Kolbaskowo	Przeclaw	0,5	0	0,5	2,3
37.	PRZETARG	ROLNE	7.12.2017	0,1366	6,50	0,5857	Dobra (Szczecińska)	Buk	0,5	0	0,5	7,5
38.	PRZETARG	ROLNE	7.12.2017	0,0683	6,46	0,5857	Dobra (Szczecińska)	Buk	0,5	0	0,5	7,5
39.	PRZETARG	ROLNE	14.12.2017	0,1925	6,69	0,3636	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0,5	0,5	0	12,0
40.	PRZETARG	ROLNE	14.03.2018	0,0683	6,46	0,5857	Dobra (Szczecińska)	Buk	0,5	0	0,5	7,5
41.	PRZETARG	ROLNE	16.04.2018	0,3100	10,82	0,3548	Police	Wienkowo	1	0	0	8,6
42.	PRZETARG	ROLNE	10.04.2018	1,0300	2,94	0,2039	Police	Wienkowo	0,5	0	0	8,6
43.	PRZETARG	ROLNE	14.05.2018	0,1100	10,91	0,3636	Police	Umiemyśl	0,5	0	0	10,0
44.	PRZETARG	ROLNE	8.06.2018	0,4197	100,37	0,3097	Dobra (Szczecińska)	Skarbmierzycze	1	1	1	3,3
45.	PRZETARG	ROLNE	7.06.2018	0,6300	6,22	0,2063	Police	Wienkowo	0,5	0	0	8,6

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
46.	PRZETARG	ROLNE	12.09.2018	1,3879	2,53	0,3458	Police	Tanowo	0,5	0	0	6,3
47.	PRZETARG	ROLNE	14.12.2018	0,0750	19,74	0,8000	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0,5	0,5	0	16,4
48.	PRZETARG	ROLNE	20.02.2019	0,010	79,00	1,0000	Kolbaskowo	Siadło Dolne	0,5	0,5	0	4,7
49.	PRZETARG	ROLNE	26.08.2019	2,2426	5,73	0,4102	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0,5	0	0	12,9
50.	PIERWSZENSTWO	ROLNE	23.12.2019	24,7793	3,56	0,9032	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0,5	0	0	13,0
51.	PRZETARG	ROLNE	5.06.2020	0,0100	116,50	1,0000	Kolbaskowo	Siadło Dolne	0,5	0,5	0	4,7
52.	PRZETARG	ROLNE	18.11.2020	0,3010	68,37	1,3621	Kolbaskowo	Pargowo	1	0,5	1	11,0
53.	PRZETARG	ROLNE	29.05.2020	1,2455	3,89	1,0277	Kolbaskowo	Barnisław	0	0	0	6,8
54.	PIERWSZENSTWO	ROLNE	18.12.2019	0,8400	3,94	0,9643	Police	Tatynia	0,5	0	0	7,2
55.	PRZETARG	ROLNE	22.10.2019	1,5200	2,87	0,1974	Police	Tatynia	0,5	0	0	7,2
56.	PRZETARG	ROLNE	4.05.2020	0,3700	3,50	0,3514	Police	Wienkowo	0,5	0	0	8,4
57.	PIERWSZENSTWO	ROLNE	30.12.2019	1,8500	3,34	0,2000	Police	Tatynia	0,5	0	0	7,2
58.	PRZETARG	ROLNE	24.04.2020	0,9600	5,83	0,7917	Kolbaskowo	Barnisław	1	0	0	7,9
59.	PRZETARG	ROLNE	12.11.2019	2,9211	7,05	0,1130	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0,5	0	0	13,7
60.	PRZETARG	ROLNE	3.06.2020	1,0092	3,96	0,9909	Kolbaskowo	Barnisław	0	0	0	7,9
61.	PRZETARG	ROLNE	10.12.2019	0,2500	10,00	0,2400	Police	Uniemyśl	1	0	0	12,3
62.	PRZETARG	ROLNE	9.11.2020	0,5924	31,38	1,0972	Kolbaskowo	Warnik	1	1	1	5,1
63.	PRZETARG	ROLNE	14.12.2017	0,0775	6,35	0,3871	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0,5	0	0	13,7
64.	PRZETARG	ROLNE	15.04.2021	1,0900	4,32	0,5780	Police	Tatynia	0,5	0	0	7,0
65.	PRZETARG	ROLNE	6.10.2021	0,3323	48,15	0,7824	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0	0,5	1	12,0
66.	PRZETARG	ROLNE	6.10.2021	0,3319	43,37	0,9340	Dobra (Szczecińska)	Stolec	1	0,5	1	12,0
67.	PRZETARG	ROLNE	30.11.2020	0,4000	3,98	0,8500	Police	Wienkowo	0,5	0	0	8,4
68.	PRZETARG	ROLNE	7.09.2021	0,8413	13,48	0,3209	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0,5	1	0	17,0
69.	PRZETARG	ROLNE	7.09.2021	0,3319	34,14	0,8135	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0,5	1	0	17,0

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
70.	PRZETARG	ROLNE	21.09.2021	0,3491	34,12	1,0026	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0,5	1	0	17,0
71.	PRZETARG	ROLNE	27.11.2020	0,9400	19,49	0,1915	Police	Trzebież 2	0,5	0,5	0,5	15,0
72.	PRZETARG	ROLNE	25.10.2021	0,3319	37,72	0,3314	Dobra (Szczecińska)	Stolec	1	0,5	1	16,9
73.	PRZETARG	ROLNE	4.03.2021	0,1896	21,10	0,0000	Kolbaskowo	Pargowo	0	0	0	12,7
74.	PRZETARG	ROLNE	4.03.2021	0,5700	2,62	0,6667	Police	Przęsocin	0	0	0	9,6
75.	PRZETARG	ROLNE	28.09.2021	0,3319	34,14	0,3917	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0	0,5	1	12,0
76.	PRZETARG	ROLNE	28.09.2021	0,6639	34,34	0,9941	Dobra (Szczecińska)	Stolec	0	0,5	1	12,0
77.	PRZETARG	ROLNE	25.11.2021	4,3300	3,53	0,4619	Police	Tatynia	0	0	0	7,2
78.	PRZETARG	ROLNE	23.03.2021	0,5465	152,25	1,5371	Kolbaskowo	Przedław	1	1	1	2,0
79.	PRZETARG	ROLNE	16.09.2021	1,4396	32,62	0,7224	Dobra (Szczecińska)	Stolec	1	0,5	1	16,8
80.	PRZETARG	ROLNE	16.09.2021	0,3326	34,16	0,8118	Dobra (Szczecińska)	Stolec	1	0,5	1	16,8
81.	PRZETARG	ROLNE	25.10.2021	1,2200	23,52	0,7213	Police	Uniemiśl	0,5	0,5	0	10,4
82.	PRZETARG	ROLNE	1.06.2021	1,1600	3,66	0,1810	Police	Tatynia	0,5	0	0	7,4
83.	PRZETARG	ROLNE	10.03.2021	0,3001	61,68	0,3665	Dobra (Szczecińska)	Buk	0	0	0	7,7
84.	PRZETARG	ROLNE	4.02.2021	0,900	3,78	0,2444	Police	Tatynia	0	0	0	6,6
85.	PRZETARG	ROLNE	4.02.2021	1,8200	3,56	0,4560	Police	Tatynia	0	0	0	6,6
86.	PRZETARG	ROLNE	15.09.2021	0,3318	32,25	0,6932	Dobra (Szczecińska)	Stolec	1	0,5	1	16,8
87.	PRZETARG	ROLNE	15.09.2021	0,3652	38,88	0,9310	Dobra (Szczecińska)	Stolec	1	0,5	1	16,8
88.	PRZETARG	ROLNE	7.12.2020	0,5100	3,41	0,3529	Police	Wienkowo	0	0	0	8,2
89.	PRZETARG	ROLNE	17.02.2021	1,4366	19,05	0,1462	Kolbaskowo	Siadło Dolne	0	0	0,5	5,0
90.	PRZETARG	ROLNE	21.01.2022	0,0376	119,68	0,2660	Dobra (Szczecińska)	Redlica	1	1	1	2,5
91.	PRZETARG	ROLNE	8.02.2022	0,4800	14,79	0,1458	Police	Trzebież 2	0	0	0	15,5
92.	PRZETARG	ROLNE	27.01.2022	0,6666	84,16	0,9301	Dobra (Szczecińska)	Stolec	1	1	0,5	13,0

Bibliografia

- Doszyń, M. (2020). Algorithm of real estate mass appraisal with inequality restricted least squares (IRLS) estimation, *Journal of European Real Estate Research*, 2 (13), 161–179, <https://doi.org/10.1108/JERER-11-2019-0040>.
- Doszyń, M. (2021). Prior information in econometric real estate appraisal: a mixed estimation procedure, *Journal of European Real Estate Research*, 3 (14), 349–361, <https://doi.org/10.1108/JERER-11-2020-0057>.
- Doszyń, M. (red.) (2020a). *System kalibracji macierzy wpływu atrybutów w szczecińskim algorytmie masowej wyceny nieruchomości*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego: Szczecin.
- Doszyń, M. (2022). Might expert knowledge improve econometric real estate mass appraisal?, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, <https://doi.org/10.1007/s11146-022-09891-3>.
- Durbin, J. (1953). A Note on Regression When There is Extraneous Information About One of the Coefficients, *Journal of the American Statistical Association*, 48 (264), 799–808, <https://doi.org/10.1080/01621459.1953.10501201>.
- Hopfer, A. (red.). (2001) *Podstawy wyceny nieruchomości*, Wydawnictwo „Twigger”: Warszawa.
- Hozer, J. (1994). Ekonomiczne podstawy renty miejskiej pobieranej jako pożytku w postaci czynszu dzierżawnego, *Gięda Nieruchomości*, 1 (22), 10–11.
- Hozer, J., Foryś, I., Zwolankowska, M., Kokot, S., Kuźmiński, W. (1999). *Ekonomiczny algorytm masowej wyceny nieruchomości gruntowych*, Uniwersytet Szczeciński, Stowarzyszenie „Pomoc i Rozwój”: Szczecin.
- Judge, G.G., Takayama, T. (1966). Inequality Restrictions in Regression Analysis, *Journal of the American Statistical Association*, 61 (313), 166–181, <https://doi.org/10.1080/01621459.1966.10502016>.
- Koop, G. (2003). *Bayesian econometrics*, John Wiley & Sons: Hoboken.
- Korkhin, A.S. (2013). Using a priori information in regression analysis, *Cybernetics and Systems Analysis*, 1 (49), 41–54, <https://doi.org/10.1007/s10559-013-9483-6>.
- Liew, C.K. (1976). Inequality constrained least squares estimation, *Journal of the American Statistical Association*, 71 (355), 746–751.

- Lovell, M.C., Prescott, E. (1970). Multiple regression with inequality constraints: Pre-testing bias, hypothesis testing and efficiency, *Journal of the American Statistical Association*, 65 (330), 913–925, <https://doi.org/10.1080/01621459.1970.10481134>.
- Mehta, J.S., Swamy, P.A.V.B. (1970). The Finite Sample Distribution of Theil's Mixed Regression Estimator and a Related Problem, *Review of the International Statistical Institute*, 2 (38), 202–209.
- Mittelhammer, R.C., Conway, R.K. (1988). Applying Mixed Estimation in Econometric Research, *American Journal of Agricultural Economics*, 4 (70), 859–866.
- Nagar, A.L., Kakwani, N.C. (1964). The Bias and Moment Matrix of a Mixed Regression Estimator, *Econometrica*, 1–2 (32), 174–182, <https://doi.org/10.2307/1913742>.
- Pace, R.K., Gilley, O.W. (1990). Estimation employing a priori information within mass appraisal and hedonic pricing models, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 1 (3), 55–72, <https://doi.org/10.1007/BF00153706>.
- Swamy, P.A.V.B., Mehta, J.S. (1969). On Theil's Mixed Regression Estimator, *Journal of the American Statistical Association*, 64 (325), 273–276.
- Theil, H. (1963). On the Use of Incomplete Prior Information in Regression Analysis, *Journal of the American Statistical Association*, 58 (302), 401–414.
- Theil, H. (1993). Mixed estimation based on quasi-prior judgements. W: B. Raj, J. Koerts (red.), *Henri Theil's Contributions to Economics and Econometrics. Volume 1: Econometrics and Methodology* (s. 333–343), Springer Science, Business Media, B.V.
- Theil, H., Goldberger, A.S. (1961). On Pure and Mixed Statistical Estimation in Economics, *International Economic Review*, 1 (2), 65–78, <https://doi.org/10.2307/2525589>.
- Wolak, F.A. (1989). Testing inequality constraints in linear econometric models, *Journal of Econometrics*, 2 (41), 205–235, DOI: 10.1016/0304-4076(89)90094-8.

Spis rysunków i tabel

Rysunek 1.1.	Związek między ceną jednostkową i powierzchnią działki (z dopasowaną funkcją potęgową)	19
Rysunek 1.2.	Związek między ceną jednostkową gruntu i jego uzbrojeniem	19
Rysunek 1.3.	Związek między ceną jednostkową gruntu i jego otoczeniem	20
Rysunek 1.4.	Związek między ceną jednostkową gruntu i dostępnością komunikacyjną	20
Rysunek 1.5.	Związek między ceną jednostkową gruntu i cechami fizycznymi działki	21
Rysunek 1.6.	Związek między ceną jednostkową i lokalizacją nieruchomości	21
Rysunek 1.7.	Rozkład błędu MPE (po 1000 losowaniach)	34
Rysunek 1.8.	Rozkład błędu MAPE (po 1000 losowaniach)	34
Rysunek 1.9.	Rozkład oceny wyrazu wolnego (model MNK, EM – estymacja mieszana)	36
Rysunek 1.10.	Rozkład oceny parametru przy zmiennej <i>powierzchnia</i>	37
Rysunek 1.11.	Rozkład oceny parametru przy zmiennej <i>uzbrojenie niepełne</i>	37
Rysunek 1.12.	Rozkład oceny parametru przy zmiennej <i>uzbrojenie pełne</i>	38
Rysunek 1.13.	Rozkład oceny parametru przy zmiennej <i>otoczenie przeciętne</i>	38
Rysunek 1.14.	Rozkład oceny parametru przy zmiennej <i>przeciętne dostępność komunikacyjna</i>	39
Rysunek 1.15.	Rozkład oceny parametru przy zmiennej <i>przeciętne cechy fizyczne</i>	39
Rysunek 1.16.	Rozkład oceny parametru przy zmiennej <i>korzystne cechy fizyczne</i>	40
Rysunek 1.17.	Rozkład oceny parametru przy zmiennej <i>lokalizacja korzystna</i>	40
Rysunek 2.1.	Skład renty miejskiej	43
Rysunek 2.2.	Renta gruntowa i budowlana na styku „miejskiego” i „wiejskiego” sposobu wykorzystania ziemi	44
Rysunek 2.3.	Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie w 1992 roku	48
Rysunek 2.4.	Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie w 2003 roku	49
Rysunek 2.5.	Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie w 2013 roku	50
Rysunek 2.6.	Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie w 2018 roku	51
Rysunek 2.7.	Model ceny m ² na tle odległości od morza na przykładzie transakcji kupna-sprzedaży działek w Ustce w latach 1999–2001	54

Rysunek 3.1. Liczba transakcji nieruchomościami SP w gminach powiatu polickiego	57
Rysunek 3.2. Rozkład transakcji nieruchomościami w powiecie polickim w latach 2018–2021 ze względu na pełnioną funkcję w MPZP	58
Rysunek 3.3. Rozkład transakcji nieruchomościami w powiecie polickim w latach 2018–2021 ze względu na warunki zawarcia transakcji	59
Rysunek 3.4. Rozkład współczynnika bonitacji gruntów	61
Rysunek 3.5. Rozkład odległości działek od granic administracyjnych Szczecina	62
Rysunek 3.6. Rozkład powierzchni nieruchomości rolnych z terenu powiatu polickiego	64
Rysunek 3.7. Rozkład jednostkowych cen transakcyjnych nieruchomości rolnych z terenu powiatu polickiego	66
Rysunek 3.8. Cennosc gruntów rolnych w zależności od różnych stanów prawnych i fizycznych nieruchomości	67
Rysunek 3.9. Rozkład jednostkowych cen transakcji „czystymi” gruntami rolnymi z terenu powiatu polickiego	68
Rysunek 3.10. Rozkład jednostkowych cen transakcji gruntami nie-rolnymi w MPZP z terenu powiatu polickiego	70
Rysunek 3.11. Korelogram: ceny nieruchomości na tle przeznaczenia nieruchomości MPZP	71
Rysunek 3.12. Zależność cen transakcyjnych działek o przeznaczeniu nie-rolnym od odległości do Szczecina	72
Rysunek 3.13. Zależność cen transakcyjnych działek o przeznaczeniu rolnym od odległości od Szczecina	73
Rysunek 3.14. Zależność cen transakcyjnych od współczynnika bonitacji nieruchomości o rolnym przeznaczeniu	74
Rysunek 3.15. Zależność cen transakcyjnych od współczynnika bonitacji nieruchomości o nie-rolnym przeznaczeniu	75
Rysunek 3.16. Zależność ceny transakcyjnej od jakości drogi dojazdowej – nieruchomości nie-rolne	77
Rysunek 3.17. Zależność ceny transakcyjnej od jakości drogi dojazdowej – nieruchomości rolne	78
Rysunek 3.18. Zależność ceny transakcyjnej od sąsiedztwa zabudowy – działki nie-rolne	79
Rysunek 3.19. Zależność ceny transakcyjnej od sąsiedztwa zabudowy – działki rolne	80
Rysunek 3.20. Zależność ceny transakcyjnej od kształtu działki – działki nie-rolne	81
Rysunek 3.21. Zależność ceny transakcyjnej od kształtu działki – działki rolne	82

Tabela 1.1.	Ceny transakcyjne i wartości/stany cech nieruchomości gruntowych przeznaczonych pod zabudowę mieszkaniową w Szczecinie	16
Tabela 1.2.	Podstawowe statystyki dla ceny jednostkowej i powierzchni (cechy ilościowe)	17
Tabela 1.3.	Udziały poszczególnych stanów cech (cechy jakościowe)	18
Tabela 1.4.	Informacje <i>a priori</i> o wagach cech gruntów pod zabudowę mieszkaniową w Szczecinie i parametrach modelu (1.1)	24
Tabela 1.5.	Model ceny gruntów oszacowany MNK (bez informacji <i>a priori</i>)	26
Tabela 1.6.	Parametry <i>a priori</i> wraz z wynikami estymacji mieszanej i wynikami MNK	31
Tabela 1.7.	Statystyki rozkładu błędu MPE oraz MAPE w zbiorach testowych dla 1000 losowań	33
Tabela 1.8.	Średnia i odchylenie standardowe ocen parametrów szacowanych modeli (model MNK, estymacja mieszana)	35
Tabela 2.1.	Teoretyczna wartość renty miejskiej, czyli czynszu dzierżawnego	45
Tabela 2.2.	Struktura cen działek budowlanych w Szczecinie na tle gruntów rolnych w latach 1992–2018	52
Tabela 3.1.	Podstawowe statystyki dla zmiennej współczynnik bonitacji	61
Tabela 3.2.	Podstawowe statystyki dla odległości działek od granic administracyjnych Szczecina	62
Tabela 3.3.	Podstawowe statystyki powierzchni nieruchomości rolnych z terenu powiatu polickiego	65
Tabela 3.4.	Podstawowe statystyki jednostkowych cen transakcji nieruchomościami rolnymi z terenu powiatu polickiego	66
Tabela 3.5.	Podstawowe statystyki jednostkowych cen gruntów rolnych według MPZP z terenu powiatu polickiego	69
Tabela 3.6.	Podstawowe statystyki jednostkowych cen gruntów nie-rolnych z terenu powiatu polickiego	70
Tabela 3.7.	Macierz korelacji pomiędzy atrybutami nieruchomości – wszystkie działki	83
Tabela 3.8.	Macierz korelacji pomiędzy atrybutami nieruchomości – działki rolne	84
Tabela 3.9.	Macierz korelacji pomiędzy atrybutami nieruchomości – działki nie-rolne	85
Tabela 3.10.	Oszacowania parametrów strukturalnych i struktury stochastycznej – komplet danych	86
Tabela 3.11.	Oszacowania parametrów strukturalnych i struktury stochastycznej – nieruchomości rolne	86

Tabela 3.12. Oszacowania parametrów strukturalnych i struktury stochastycznej – nieruchomości nie-rolne	87
Tabela Z1. Ceny transakcyjne i wartości/stany cech nieruchomości gruntowych rolnych w sąsiedztwie aglomeracji szczecińskiej	92



71-101 Szczecin, ul. Mickiewicza 64
tel. 91 444 20 06, 91 444 20 09
e-mail: wydawnictwo@usz.edu.pl
www.wn.usz.edu.pl

ISBN 978-83-7972-608-0 (online)
ISBN 978-83-7972-574-8 (print)

