

Dyskryminacja ze względu na płeć w dostępie do lokali z zasobu gmin w Polsce w latach 2022–2023¹

Studia Regionalne i Lokalne
Nr 1(99)/2025
© Authors 2025



ISSN 1509-4995
E-ISSN 2719-8049

doi: 10.7366/1509499519904

Julia Wrzał vel Kosowska

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, al. Niepodległości 162,
02-554 Warszawa, Polska; e-mail: julia.jwvk@gmail.com; ORCID: 0009-0005-2843-5692

Abstrakt

Główny cel niniejszego artykułu stanowi odpowiedź na pytanie, czy w Polsce występuje dyskryminacja ze względu na płeć w dostępie do mieszkań z zasobu gmin. Badanie koncentrowało się na 26 miastach, z których uzyskano dane w ramach dostępu do informacji publicznej. W części jakościowej przeprowadzono analizę uchwał regulujących zasady najmu lokali z zasobu mieszkaniowego miast, koncentrując się na identyfikacji zapisów mogących prowadzić do dyskryminacji ze względu na płeć. Natomiast w części ilościowej wykorzystano dane dotyczące liczby gospodarstw domowych, z którymi zawarto umowy najmu, oraz oczekujących na ich zawarcie w badanych miastach. Przeprowadzone badania nie dały podstaw do stwierdzenia, że w Polsce istnieje dyskryminacja ze względu na płeć przy przyznawaniu mieszkań przez gminy.

Słowa kluczowe

najem socjalny, najem komunalny, dostępność mieszkań, samorządy

Gender Discrimination in Access to the Local Authority Housing Stock in Poland in 2022–2023

Abstract

The main purpose of this article is to determine whether there is gender discrimination in access to the local authority housing stock in Poland. The study focused on 26 cities from which data were obtained through access to public information. In the qualitative part, an analysis of resolutions regulating the rules of renting premises from the local authority housing stock was conducted, focusing on identifying provisions that could lead to gender discrimination. The quantitative analysis was based on data showing the number of households that either had signed rental agreements or were waiting to obtain them in the examined cities. The conducted research provided no evidence to conclude that gender discrimination exists in the allocation of local authority housing in Poland.

Keywords

social housing tenancy, municipal housing tenancy, housing availability, local authorities

Wprowadzenie

Dzisiaj to na władzach publicznych spoczywa odpowiedzialność za politykę mieszkaniową. Kierunek jej działań w zakresie mieszkalnictwa uregulowany został w Konstytucji Rzeczypospolitej Polskiej. Artykuł 75 ust. 1 ustawy zasadniczej głosi, że realizowana polityka powinna skutecznie odpowiadać na potrzeby mieszkaniowe społeczeństwa, zapobiegać bezdomności, wspierać rozwój budownictwa socjalnego oraz popierać inicjatywy obywateli mające na celu zakup własnego mieszkania. Jednym z podstawowych narzędzi realizacji tego zadania jest udostępnianie lokali z zasobu gminy gospodarstwom domowym o najniższych dochodach. Wymaga to jednak spełnienia przez te gospodarstwa określonych kryteriów, w tym dochodowych. Co więcej, każda

¹ Niniejszy artykuł powstał na podstawie pracy magisterskiej pod tytułem *Dyskryminacja ze względu na płeć w dostępie do lokali z zasobu gmin w Polsce w latach 2022–2023*, napisanej pod kierunkiem naukowym dr. hab. Adama Czerniaka, prof. SGH.

gmina w inny sposób definiuje kryteria warunkujące, a także zwiększające szanse otrzymania takiego lokalu. W związku z powyższym pojawia się pytanie, czy wyznaczone kryteria są optymalne, a przede wszystkim, czy nie przyczyniają się – bezpośrednio lub pośrednio – do dyskryminacji w dostępie do lokali z zasobu gmin. Na zasadność tego pytania wskazuje obszerna literatura opisująca badania nad rynkiem mieszkaniowym, w której zawarto informację, że istnieje wiele przejawów nierównego dostępu do mieszkań ze względu na pochodzenie etniczne, płeć czy orientację seksualną. Przeprowadzone w tym obszarze badania koncentrowały się jednak przede wszystkim na rynku najmu prywatnego, pomijając najem lokali z zasobu gmin. Niniejszym, pojawiła się przestrzeń do zbadania występowania dyskryminacji w dostępie do najmu socjalnego oraz najmu na czas nieoznaczony oferowanego przez samorządy w Polsce. Sformułowano hipotezę badawczą, według której w Polsce w latach 2022–2023 nie dochodziło do dyskryminacji ze względu na płeć w dostępie do najmu socjalnego oraz najmu na czas nieoznaczony.

Przedmiotem artykułu są polskie miasta i zamieszkałe w nich gospodarstwa domowe, które oczekują na zawarcie z gminą umowy najmu socjalnego lokalu lub lokalu na czas nieoznaczony, oraz gospodarstwa, z którymi taka umowa została już zawarta. Do analiz empirycznych wykorzystano uchwały dotyczące zasad wynajmu lokali przez samorządy, dane dotyczące liczby gospodarstw domowych oczekujących na przyznanie lokali oraz takich, którym te lokale przydzielono. Dane na temat liczby gospodarstw domowych za lata 2022 i 2023 uzyskano w ramach dostępu do informacji publicznej. Dane te poddano analizie za pomocą metod analizy statystycznej.

Na początku artykułu omówiono teorię z zakresu dyskryminacji, ze szczególnym uwzględnieniem dyskryminacji ze względu na płeć. Następnie skupiono się na dotychczasowych metodach badawczych przedstawionych w literaturze i stosowanych podczas badania dyskryminacji. Ponadto opisano dobór próby badawczej oraz zastosowane w pracy metody badawcze, z podziałem na metodę ilościową i jakościową. W dalszej kolejności przedstawiono wyniki badania jakościowego, w ramach którego przeanalizowano kryteria przyznawania lokali z zasobu gmin, zawarte w uchwałach poszczególnych miast, a także dokonano wyboru kryteriów cechujących się potencjalnym zróżnicowaniem ze względu na płeć. Kolejny krok stanowiło zbadanie rozkładu płci w Polsce w zakresie analizowanych kryteriów. W następnym etapie zaprezentowano wyniki badania ilościowego, w którym wykorzystano dane pozyskane od miast w ramach dostępu do informacji publicznej. Ostatnią część artykułu stanowi zakończenie, w którym przedstawiono wnioski wynikające z przeprowadzonych badań.

Definicja dyskryminacji

Źródło pojęcia dyskryminacji wywodzi się z języka łacińskiego, w którym pierwotnie rzeczownik *discrimen* oznaczał „rozdzielenie” czy też „rozdzielanie”. Nie miał on więc pejoratywnego wydźwięku i nie wskazywał bezpośrednio na konkretne wykluczenie społeczne. Z czasem słowo to zmieniło swoje znaczenie, odnosząc się do odmiennego traktowania osób innej rasy, i utożsamione zostało z poniżeniem bądź upośledzeniem (Reisigl, 2010).

Podstawową klasyfikacją dyskryminacji stosowaną w literaturze był podział na dyskryminację pośrednią oraz bezpośrednią. Ta druga miała miejsce wtedy, gdy jednostkę przynależącą do danej grupy traktowano inaczej niż jednostkę w analogicznej sytuacji niebędącą częścią tej grupy. Natomiast dyskryminacja pośrednia występowała, gdy mimo stosowania pozornie neutralnych kryteriów pewna grupa społeczna była gorzej traktowana.

Ze względu na temat artykułu istotne wydaje się również wspomnienie o podziale dyskryminacji na indywidualną, instytucjonalną oraz strukturalną, opisanym przez Pincusa (1996). Dyskryminacja indywidualna dotyczyła traktowania jednostek pewnej rasy, płci lub grupy etnicznej w sposób, który powodował odmienne, a także krzywdzące, traktowanie jednostek przynależących do pozostałych grup. Dyskryminacja instytucjonalna odnosiła się do polityk prowadzonych przez instytucje zdominowane przez osoby z grup większościowych oraz postaw tych osób, które powodują dyskryminację niektórych grup społecznych. Z kolei dyskryminacja strukturalna, zdaniem Pincusa, obejmowała zachowania z założenia neutralne w odniesieniu do rasy i płci, co stanowiło główną różnicę w stosunku do dyskryminacji instytucjonalnej.

Niejednokrotnie w dyskursie publicznym dyskryminację postrzegano wyłącznie jako gorsze traktowanie jednostki, a sam termin miał wydźwięk pejoratywny. Jednak pod pojęciem dyskryminacji kryły się również działania, które przyczyniały się do jej uprzywilejowania. W takim przypadku miała miejsce dyskryminacja pozytywna.

Metody badania dyskryminacji w literaturze

W przypadku badania dyskryminacji najczęściej stosowana metoda ilościowa polegała na eksperymentach terenowych oraz analizie danych z ankiet. Spowodowane było to zazwyczaj brakiem odpowiednich ogólnodostępnych danych, które umożliwiałyby jednoznaczne stwierdzenie istnienia dyskryminacji bądź zaprzeczenie jej występowaniu.

Do eksperymentów terenowych zaliczały się badania audytowe oraz korespondencyjne. Podczas tych pierwszych wybrani aktorzy – wcześniej instruowani, w jaki sposób mają się zachowywać, aby jedyną różnicą była badana kwestia, np. pochodzenie etniczne – przedstawiali się i prezentowali właścicielom mieszkań. Metodę tę w połączeniu z analizą jakościową wykorzystali m.in. Bonnet i in. (2016), badając dyskryminację ze względu na pochodzenie etniczne. W badaniu ankietowym pochodzenie etniczne okazało się czynnikiem, który nie powodował dyskryminacji. Innego zdania byli agenci, którzy uznali, że miało ono wpływ dyskryminujący. Testy korespondencyjne polegały natomiast na tworzeniu fikcyjnych osób. Wykorzystując powyższą metodę, Bao (2024) przeprowadziła badanie dyskryminacji ze względu na płeć i pochodzenie w Wielkiej Brytanii, z którego wynikało, że mężczyźni rzadziej zapraszani na oglądanie mieszkań oraz częściej zadawano im dodatkowe pytania. Ponadto osoby przynależące do mniejszości etnicznych miały mniejsze szanse na otrzymanie odpowiedzi od agentów niż Brytyjczycy.

Podobny eksperyment przeprowadzony został przez Baldiniego i Federiciego (2011) we Włoszech. Jego celem było zbadanie, czy pochodzenie rasowe oraz płeć mają wpływ na dostępność mieszkań na wynajem. Uzyskane przez nich wyniki potwierdziły występowanie dyskryminacji w wielu regionach Włoch w odniesieniu do osób pochodzenia wschodnioeuropejskiego i arabskiego. Najczęściej dyskryminowani byli mężczyźni o imieniu, które wskazywało na ich arabskie pochodzenie. Problem dyskryminacji w Belgii zbadali Van der Bracht i in. (2015) poprzez kontakt telefoniczny z agentami nieruchomości oraz prywatnymi właścicielami w Antwerpii i Gandawie. Wyniki badania potwierdziły dyskryminację osób należących do mniejszości etnicznych – byli oni rzadziej zapraszani na oglądanie nieruchomości i częściej zadawano im dodatkowe pytania. Natomiast badanie przeprowadzone przez Auspurg i in. (2017) w Niemczech wykazało dyskryminację osób pochodzenia tureckiego. Schwegman (2019) zastosował powyższą metodę do zbadania dyskryminacji w dostępie do najmu rynkowego ze względu na orientację seksualną w USA, w wyniku którego ustalili, że pary homoseksualnych mężczyzn rzadziej otrzymywały odpowiedź na zapytanie dotyczące najmu niż pary heteroseksualne. Co ciekawe, zależności tej nie potwierdzono w przypadku par homoseksualnych kobiet. Ponadto autor stwierdził, że dyskryminację pogłębiała przynależność do kilku mniejszościowych grup, a mianowicie do mniejszości seksualnych i mniejszości etnicznych.

Kolejna stosowana metoda polegała na wykorzystaniu danych zgromadzonych w wyniku przeprowadzonych wcześniej badań ankietowych. Skorzystali z niej Bonnal i in. (2012) podczas analizy dyskryminacji rasowej w dostępie do mieszkań dotowanych przez państwo we Francji. Uzyskane przez autorów wyniki potwierdziły dłuższy czas oczekiwania na mieszkanie socjalne wśród osób pochodzących spoza Europy. Podejście to wykorzystali również Gabriel i Rosenthal (2005) w kontekście analizy rynku mieszkań własnościowych. Otrzymane wyniki potwierdziły różnice w liczbie posiadanych na własność nieruchomości między osobami z mniejszości etnicznych a białymi Amerykanami, pomimo ogólnego wzrostu w analizowanym okresie liczby mieszkań na własność. Mniejszości etniczne posiadały mniej mieszkań na własność niż osoby białe. Powyższa metoda została zastosowana także przez Yanga i in. (2016) podczas badania wpływu dyskryminacji na rynku mieszkaniowym na zdrowie w USA. Osoby, które doświadczyły tego rodzaju dyskryminacji, deklarowały gorszy stan zdrowia. Autorzy zaobserwowali, że negatywny związek pomiędzy deklarowanym stanem zdrowia a dyskryminacją częściej występował w dzielnicach o wysokim statusie społeczno-ekonomicznym. Sposób ten wykorzystany został również przez Kattari i in. (2016) przy

badaniu dyskryminacji na rynku pracy ze względu na płeć oraz pochodzenie etniczne. Uzyskane wyniki wskazywały na częstsze doświadczanie dyskryminacji przez osoby transpłciowe w porównaniu z osobami cisplciowymi² zarówno na rynku mieszkaniowym, jak i rynku pracy. Co więcej, osoby pochodzenia latynoskiego czy rdzenni mieszkańcy Ameryki częściej doświadczali dyskryminacji na rynku mieszkaniowym niż osoby białe.

Badając dyskryminację, korzystano także z danych dotyczących procesów sądowych. W kontekście mieszkalnictwa tę metodę zastosowali Roscigno i in. (2009), analizując dyskryminację ze względu na pochodzenie etniczne. Za pomocą otrzymanych wyników stwierdzili, że przypadki dyskryminacji najczęściej zgłaszają Afroamerykanie – stanowili oni aż 90% wszystkich czyniących to osób. Wspomnianą metodą posłużyli się również Massey i in. (2016), badając w okresie boomu na rynku nieruchomości dyskryminację w dostępie do kredytów w Stanach Zjednoczonych ze względu na pochodzenie etniczne. Autorzy stwierdzili powszechne występowanie dyskryminacji Afroamerykanów w instytucjach udzielających kredytów.

Dobór próby badawczej i metoda badawcza

W celu przeprowadzenia badania dokonano selekcji miast, z których zamierzano pozyskać dane. Postanowiono, że jego zakres obejmie tylko Polskę, ze względu na możliwe występowanie różnic w funkcjonowaniu budownictwa społecznego w innych krajach. Łącznie wnioski o dostęp do informacji publicznej wysłano do 83 jednostek samorządu terytorialnego, zgodnie z przyjętym kryterium, według którego liczba mieszkańców miasta w 2022 r. powinna przekraczać 50 tys. Ostatecznie, pełne dane otrzymano jedynie z 26 miast, co stanowiło 31% łącznej liczby jednostek, do których wysłano wnioski, i tylko te miasta zostały uwzględnione w badaniu. Należały do nich: Bełchatów, Będzin, Gniezno, Głogów, Gorzów Wielkopolski, Inowrocław, Jastrzębie-Zdrój, Jaworzno, Jelenia Góra, Leszno, Lubin, Mielec, Mysłowice, Nowy Sącz, Opole, Ostrołęka, Piekary Śląskie, Piotrków Trybunalski, Siedlce, Stalowa Wola, Stargard, Suwałki, Świdnica, Tczew, Tychy i Zamość. Z 14 miast uzyskano dane bez podziału na rodzaj gospodarstwa, w związku z czym nie uwzględniono ich w badaniu.

Niestety, nie uzyskano danych z dużych miast, czyli takich, których liczba ludności wynosiła powyżej 500 tys., a jedynie z trzech średniej wielkości, których liczba mieszkańców na koniec 2022 r. przekraczała 100 tys., tj. z Tychów, Opola i Gorzowa Wielkopolskiego, z czego największym miastem było Opole. Pozostałe dane pochodziły z miast małych (liczba ich mieszkańców w 2022 r. zawierała się w przedziale 50–100 tys., z wyjątkiem Ostrołęki, której liczba mieszkańców wynosiła 48 tys.).

Kolejną istotną kwestię stanowiło wybranie określonego przedziału czasowego. Uwzględniono dane z ostatnich dostępnych okresów, czyli z lat 2022 i 2023. Natomiast lata 2020 i 2021 postanowiono wyłączyć z analizy ze względu na pandemię COVID-19, która niewątpliwie wpłynęła na rynek mieszkaniowy w Polsce i mogłaby zaburzyć wyniki przeprowadzanego badania.

Przy wyborze danych skoncentrowano się na gospodarstwach, którym przyznawane są mieszkania socjalne i komunalne. Wyodrębniono dwie grupy: gospodarstwa domowe, z którymi została zawarta umowa najmu lokalu, oraz oczekujące na zawarcie takiej umowy. Następnie podzielono je na pięć kategorii:

- gospodarstwa domowe z jedną osobą dorosłą płci żeńskiej, bez dzieci wchodzących w skład gospodarstwa,
- gospodarstwa domowe z jedną osobą dorosłą płci żeńskiej i z dziećmi wchodzącymi w skład gospodarstwa,
- gospodarstwa domowe z jedną osobą dorosłą płci męskiej, bez dzieci wchodzących w skład gospodarstwa,
- gospodarstwa domowe z jedną osobą dorosłą płci męskiej i z dziećmi wchodzącymi w skład gospodarstwa,
- gospodarstwa domowe z dwójką osób dorosłych lub więcej, niezależnie od liczby dzieci w gospodarstwie.

² Osoby cisplciowe to takie, których płeć stwierdzona przy narodzinach jest tożsama z płcią odczuwaną. Natomiast w przypadku osób transpłciowych płeć odczuwana różni się od tej przypisanej w momencie narodzin.

Jak można zauważyć, w wybranych danych uwzględniona została nie tylko płeć, lecz także informacja o tym, czy w skład gospodarstwa domowego wchodzi dziecko. Samotnym rodzicom często przyznawano dodatkowe punkty, które następnie mogły przyczynić się do pierwszeństwa zawarcia umowy najmu lokalu na czas nieoznaczony i umowy najmu socjalnego lokalu. W związku z tym, że w Polsce występowało więcej samotnych matek niż samotnych ojców, mogło to prowadzić do identyfikacji dyskryminacji pozornej, tj. preferencji kobiet, ale nie ze względu na płeć, tylko ze względu na opiekę nad dzieckiem.

W niniejszym artykule skorzystano zarówno z metody jakościowej, jak i ilościowej. Część jakościowa polegała na identyfikacji płaszczyzn, na których mogła wystąpić dyskryminacja strukturalna. W tym celu zbadano kryteria przyznawania lokali i wyodrębniono te, które mogły powodować dyskryminację. Warto zauważyć, że dla każdego miasta kryteria były różne, co wymagało osobnej analizy uchwał dotyczących zasad przyznawania lokali w każdym z analizowanych miast. Następnie, dokonano analizy struktury płci w Polsce pod względem wybranych kryteriów.

W części ilościowej badania wykorzystano dane zgromadzone przez miasta. Były to informacje na temat gospodarstw, z którymi zawarto umowę najmu, oraz tych znajdujących się na liście oczekujących na zawarcie umowy. W celu uzyskania takich danych złożono wnioski o dostęp do informacji publicznej. Następnie, na podstawie otrzymanych danych, przeprowadzono badanie ilościowe, aby zweryfikować, czy istnieje dyskryminacja płciowa w dostępie do mieszkań z zasobu gminy w Polsce. Dane o gospodarstwach oczekujących na zawarcie umowy przedstawiają stan na dzień 31 grudnia, podczas gdy dane o zawartych umowach dotyczą całego roku kalendarzowego. Zasób (liczba oczekujących na koniec roku) i przepływ (liczba umów zawartych w ciągu roku) w przyjętym oknie czasowym nie są bezpośrednio porównywalne. Analiza opiera się na założeniu względnej stałości w czasie struktury popytu na mieszkania komunalne. Umożliwia ono przeprowadzenie porównań mimo metodologicznych ograniczeń wynikających z różnych okresów pomiaru.

Sformułowano hipotezę badawczą mówiącą o braku dyskryminacji płciowej w dostępie do najmu socjalnego oraz najmu na czas nieoznaczony w Polsce w latach 2022–2023, która została zweryfikowana w dalszej części artykułu.

Analiza uchwał dotyczących najmu lokali z zasobu gmin

W celu przeprowadzenia badania jakościowego analizie poddano uchwały dotyczące zasad wynajmowania lokali mieszkalnych wchodzących w skład zasobu mieszkaniowego poszczególnych miast. Zgodnie z art. 21 ust. 1 pkt 2 i ust. 3 Ustawy z dnia 21 czerwca 2001 r. o ochronie praw lokatorów, mieszkaniowym zasobie gminy i o zmianie Kodeksu cywilnego (Dz. U. z 2020 r. poz. 611 ze zm.) w uchwałach tych zawarte są informacje na temat kryteriów wyboru osób, którym przysługuje pierwszeństwo zawarcia umowy najmu lokalu.

Główny wymóg, niezbędny do otrzymania lokalu z zasobu gminy, przywołany w każdej z uchwał, stanowiło spełnienie kryteriów dochodowych. Warto przy tym wspomnieć, że progi procentowe były określone osobno dla gospodarstw jednoosobowych i wieloosobowych. Co więcej, różniły się też w zależności od rodzaju umowy najmu. Najem socjalny przeznaczony był zasadniczo dla osób o dochodach niższych niż w przypadku osób dokonujących najmu na czas nieoznaczony. W większości miast punkt odniesienia stanowiła najniższa emerytura w danym roku. Jedynie w Nowym Sączu, Piotrkowie Trybunalskim i Tychach maksymalne dochody wyznaczono w odniesieniu do przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce narodowej. Warto zaznaczyć, że w uchwałach niektórych miast, takich jak Jastrzębie-Zdrój, Ostrołęka, Piekary Śląskie i Suwałki, próg dochodowy dla osób z niepełnosprawnościami był wyższy.

Drugim obowiązkowym warunkiem uzyskania lokalu z zasobu gminy było w wielu przypadkach niezaspokojenie potrzeb mieszkaniowych. Pod pojęciem tym kryło się kilka aspektów, które różniły się między miastami. Pierwszy z nich stanowiło nieposiadanie tytułu prawnego do lokalu lub posiadanie prawa do niego przy jednoczesnej niemożności zamieszkania w nim. Uwzględniono również zagadnienia związane ze stanem lokalu, które obejmowały: przypadającą na jedną osobę powierzchnię wyrażoną w m² oddzielnie dla gospodarstw jednoosobowych i wieloosobowych, przebywanie w lokalach, których stan na to nie pozwala, czy w pomieszczeniach niemieszkalnych. Ponadto warunek ten obejmował utratę możliwości zamieszkiwania lokalu ze względu na

wystąpienie klęski żywiołowej. Do miast, które uznały niezaspokojenie potrzeb mieszkaniowych za warunek konieczny, należały: Bełchatów, Gniezno, Gorzów Wielkopolski, Jaworzno, Opole, Ostrołęka, Piekary Śląskie, Piotrków Trybunalski, Stalowa Wola, Suwałki i Tychy.

W niektórych uchwałach uwzględniono również kryterium związane z miejscem zamieszkania. Osoba wnioskująca o najem mieszkania z zasobu danej gminy musiała zamieszkiwać na jej terytorium. Warunek ten obowiązywał w takich miastach, jak: Głogów, Gorzów Wielkopolski, Jaworzno, Jelenia Góra, Opole, Ostrołęka, Piekary Śląskie, Piotrków Trybunalski i Stalowa Wola.

Kolejny ważny aspekt stanowiły kryteria decydujące o pierwszeństwie (przed innymi gospodarstwami domowymi) zawarcia umowy najmu lokalu z zasobu gminy. W zależności od miasta były one wyrażone w formie punktowej bądź opisowej.

Miasta niemające kryteriów punktowych upoważniających do zawarcia umowy najmu lokali w swoich uchwałach zawarły informacje o tym, którym gospodarstwu należy się pierwszeństwo zawarcia takiej umowy. Miasta, które zaliczono do tej kategorii, to: Bełchatów, Będzin, Głogów, Lubin, Ostrołęka, Piekary Śląskie, Stalowa Wola, Suwałki, Świdnica, Tczew, Tychy i Zamość. Warunkiem obowiązującym w większości przypadków było doświadczenie przez gospodarstwo domowe klęski żywiołowej, w wyniku której lokal, do tej pory przez nie zamieszkiwany, uległ zniszczeniu i nie nadawał się do dalszego użytkowania. Również osoby, które w okresie ostatniego roku bądź dwóch lat opuściły pieczę zastępczą, rodzinę zastępczą lub ośrodek szkolno-wychowawczy, mogły liczyć na szybsze zawarcie umowy najmu lokalu z zasobu mieszkaniowego miasta. Kolejną grupą priorytetową były osoby bezdomne. W uchwałach takich miast, jak Jelenia Góra, Ostrołęka i Piekary Śląskie, jako te, którym przysługuje pierwszeństwo zawarcia umowy, wymieniono także osoby z niepełnosprawnościami.

Drugą grupę stanowiły miasta, które w swoich uchwałach wyszczególniły kryteria punktowe decydujące o miejscu na liście osób zakwalifikowanych do zawarcia umowy najmu. Należały do nich: Gniezno, Gorzów Wielkopolski, Inowrocław, Jastrzębie-Zdrój, Jaworzno, Jelenia Góra, Leszno, Mielec, Mysłowice, Nowy Sącz, Opole, Piotrków Trybunalski, Siedlce i Stargard. Każdemu z kryteriów przypisano określoną liczbę punktów, przy czym zasady punktacji różniły się w zależności od miasta. W większości miast kryteria te podzielono na kilka kategorii. Do pierwszej, związanej z warunkami mieszkaniowymi, zaliczono przede wszystkim kwestię metrażu zamieszkiwanego dotychczas lokalu. Punkty otrzymywano za zakwaterowanie w pomieszczeniu, w którym na jedną osobę przypadała powierzchnia mniejsza niż ustalona w uchwale. Kategoria ta obejmowała także wspólne zamieszkiwanie z byłym małżonkiem czy zły stan techniczny lokalu. Pod kolejnym pojęciem – sytuacją rodzinną – kryły się takie aspekty, jak obecność dzieci w gospodarstwie domowym oraz samotne wychowywanie dziecka, a punkty przyznawano za każde dziecko osobno. Co więcej, uwzględniono również osoby, które ukończyły określony rok życia. Punkty otrzymywano też za zamieszkiwanie na terenie danego miasta, a ich liczba uzależniona była od długości okresu zamieszkania. W podobny sposób uwzględniono okres ubiegania się o przyznanie lokalu. Kolejną wyróżnioną kategorią był stan zdrowia. Osoby, które przedstawiły dokumenty wskazujące na jego zły stan bądź legitymujące się orzeczeniem o niepełnosprawności również mogły liczyć na dodatkowe punkty. Punkty przyznawano osobom, które doświadczyły przemocy domowej i nadal zamieszkiwały ze swoim oprawcą. Wychowankowie ośrodków wychowawczych bądź domów dziecka, którzy opuszczali je ze względu na osiągnięcie pełnoletności, także zostali uwzględnieni w uchwałach. Kolejną taką grupą były osoby bezdomne. Warto wspomnieć o jednym z kryteriów wymienionych w uchwale Nowego Sącza. W mieście tym na dodatkowe 10 punktów mogły liczyć objęte wnioskiem małżeństwa. Była to nietypowa sytuacja, ponieważ uchwały zazwyczaj nie przyznawały punktów małżeństwom, a jedynie, jak miało to miejsce w przypadku Jaworzna, Jeleniej Góry i Leszna, wówczas, gdy małżonkowie mieszkali osobno.

Analiza kryteriów najmu lokali z zasobu gmin cechujących się potencjalnym zróżnicowaniem płciowym

W analizowanych uchwałach nie wykryto dyskryminacji bezpośredniej ze względu na płeć. Z przedstawionych kryteriów przyznawania lokali mieszkalnych z zasobu miast wybrano te, które mogą powodować dyskryminację pośrednią. Z analizy wykluczono kryteria dotyczące warunków

zamieszkania czy wystąpienia klęski żywiołowej, ponieważ niemożliwe było ustalenie struktury płci w tych aspektach.

Pierwszym kryterium, które mogło przyczynić się do wystąpienia dyskryminacji, było ukończenie określonego wieku. Oscylował on między 60. a 75. rokiem życia, w zależności od miasta. W każdym mieście zaobserwowano wyższy udział kobiet w starszych grupach wiekowych (GUS, 2024a). Pomimo różnic w dysproporcjach między miastami można było jednoznacznie stwierdzić, że owe dysproporcje są znaczne. W związku z tym powyższe kryterium uznano za potencjalnie dyskryminujące.

Kolejną grupą poddaną analizie ze względu na płeć były ofiary przemocy domowej. Kobiety zdecydowanie przeważały w każdym z trzech wymienionych rodzajów przemocy, do których zaliczono: zgwałcenie – według klasyfikacji ICCS, zgwałcenie – według Kodeksu karnego oraz znęcanie się nad członkiem rodziny lub inną osobą zależną lub bezradną (art. 207 kk) (GUS, 2024b). W związku z tym możliwe było jednoznaczne stwierdzenie występowania dysproporcji. Stanowiło to zatem podstawę do uznania, że przyznawanie dodatkowych punktów ofiarom przemocy domowej mogło prowadzić do dyskryminacji w dostępie do najmu socjalnego oraz najmu na czas nieoznaczony.

Dodatkowe punkty przyznawano ponadto za samotne wychowywanie dziecka. Kobiety w 2021 r. stanowiły aż 86% ogólnej liczby rodziców samotnie wychowujących dzieci (GUS, 2023b). Była to wyraźna dysproporcja, która wskazywała na możliwość wystąpienia dyskryminacji ze względu na płeć w przypadku przyznawania dodatkowych punktów samotnym rodzicom.

Kolejną analizowaną grupą były osoby bezdomne³. Problem bezdomności dotyczył przede wszystkim mężczyzn, gdyż stanowili oni 80% łącznej liczby osób jej doświadczających (Ministerstwo Pracy, Polityki Społecznej i Rodziny, 2024). Z tego powodu bezdomność zakwalifikowano do kryteriów, które mogły przyczynić się do powstawania dyskryminacji.

Osoby legitymujące się orzeczeniem o niepełnosprawności również mogły uzyskać dodatkowe punkty⁴. W przeprowadzonej analizie uwzględniono osoby niepełnosprawne prawnie oraz niepełnosprawne prawnie i biologicznie⁵, gdyż to właśnie status prawny niepełnosprawności decydował o przyznaniu punktów. Udział kobiet legitymujących się orzeczeniem był wyższy od udziału mężczyzn we wszystkich grupach, lecz największa dysproporcja wystąpiła w grupie osób ze znacznym stopniem niepełnosprawności, gdzie odsetek kobiet wynosił 56% (GUS, 2023c). To właśnie za dysponowanie orzeczeniem o znacznym stopniu niepełnosprawności przyznawano najwięcej punktów spośród trzech wymienionych stopni, w związku z czym uznano to za warunek potencjalnie dyskryminujący.

Ostatnim aspektem poddanym analizie była struktura płci wśród wychowanków opuszczających pieczę zastępczą. W związku z tym, że GUS nie gromadzi takich danych z podziałem na wiek oraz płeć, do analizy włączono osoby przebywające w pieczy zastępczej. Z danych GUS (2023a) wynika, że istnieją różnice pomiędzy odsetkami osób danej płci, jednak nie na tyle duże, aby mogły wpłynąć na wystąpienie dyskryminacji w dostępie do najmu socjalnego i standardowego lokali.

Analiza dysproporcji płciowych na podstawie danych otrzymanych od miast

W tabeli 1 podano wyniki badania ilościowego. W celu przeanalizowania, czy istniały istotne różnice pomiędzy liczbą gospodarstw oczekujących na najem a liczbą gospodarstw, z którymi zawarto umowę, przeprowadzono test Z na równość proporcji. Na podstawie uzyskanych wyników

³ Informacje dotyczące liczby osób bezdomnych zbierane są przez Ministerstwo Pracy, Polityki Społecznej i Rodziny za pomocą badania przeprowadzanego raz na kilka lat w każdym województwie podczas jednej nocy przypadającej na okres zimowy. Ostatnie tego rodzaju badanie przeprowadzono w nocy z 28 na 29 lutego 2024 r.

⁴ Liczba otrzymanych punktów uzależniona była od stopnia niepełnosprawności, przy czym w wielu przypadkach osobom legitymującym się orzeczeniem o niepełnosprawności w stopniu lekkim nie przysługiwały dodatkowe punkty.

⁵ Osoby niepełnosprawne prawnie to osoby legitymujące się orzeczeniem o niepełnosprawności. Natomiast osoby niepełnosprawne biologicznie to takie, które odczuwają ograniczoną sprawność w wykonywaniu podstawowych czynności, jednak nie posiadają orzeczenia (GUS, b.d.). W związku z tym osoby niepełnosprawne prawnie i biologicznie zarówno odczuwają ograniczoną sprawność, jak i legitymują się orzeczeniem.

stwierdzono, że zachodzą różnice w dyskryminacji pomiędzy konkretnymi grupami gospodarstw. W 10 analizowanych miastach (Bełchatów, Będzin, Inowrocław, Lubin, Mielec, Piekary Śląskie, Siedlce, Stargard, Suwałki i Zamość) dla żadnej z grup gospodarstw domowych nie odnotowano istotnych różnic pomiędzy liczbą gospodarstw oczekujących a tych, z którymi zawarto umowę. W związku z tym uznano, że w wyżej wymienionych miastach nie mogła wystąpić ani dyskryminacja, ani faworyzacja, ani też dyskryminacja pozytywna żadnej z grup. Dokładne dane dotyczące każdego z analizowanych miast przedstawiono w tabeli 1A w aneksie.

Tab. 1. Porównanie różnic między udziałem gospodarstw domowych oczekujących na najem i tych, z którymi zawarto umowę najmu, dla każdej z grup w analizowanych miastach w latach 2022–2023⁶

Miasto	2022					2023				
	osoba płci żeńskiej i dzieci	osoba płci żeńskiej	osoba płci męskiej i dzieci	osoba płci męskiej	dwie osoby dorosłe lub więcej	osoba płci żeńskiej i dzieci	osoba płci żeńskiej	osoba płci męskiej i dzieci	osoba płci męskiej	dwie osoby dorosłe lub więcej
Bełchatów	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Będzin	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Głogów	0	–	bd	0	0	0	–	bd	0	0
Gniezno	0	0	0	–	+	0	0	0	–	+
Gorzów Wielkopolski	0	0	0	0	0	0	–	0	0	+
Inowrocław	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Jastrzębie Zdrój	–	0	0	0	+	–	0	0	–	+
Jaworzno	0	0	0	–	+	0	0	0	–	0
Jelenia Góra	–	0	0	0	+	–	0	0	0	+
Leszno	–	+	0	0	–	–	+	0	–	0
Lubin	bd	bd	bd	bd	bd	0	0	0	0	0
Mielec	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Mysłowice	–	0	0	0	0	–	0	0	0	0
Nowy Sącz	0	0	0	–	+	0	0	0	–	+
Opole	–	0	0	0	+	–	0	0	–	+
Ostrołęka	+	0	0	0	–	+	0	0	+	–
Piekary Śląskie	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Piotrków Trybunalski	0	0	0	–	+	–	0	0	–	+
Siedlce	0	0	bd	0	0	0	0	bd	0	0
Stalowa Wola	0	0	0	0	0	0	+	0	0	0
Stargard	bd	bd	bd	bd	bd	0	0	0	0	0
Suwałki	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Świdnica	0	0	0	0	0	0	–	0	0	+
Tczew	+	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Tychy	0	+	0	+	–	0	0	0	0	–
Zamość	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Źródło: opracowanie własne na podstawie otrzymanych od miast danych i wykonanych obliczeń.

⁶ W przypadku, gdy nie otrzymano danych od miasta, zaznaczono to symbolem „bd”. W pozostałych sytuacjach nadane oznaczenia były wynikiem przeprowadzonego testu statystycznego. Gdy było to możliwe, zastosowano test Z na równość proporcji. W przypadku niespełnienia założeń testu Z wykorzystano test chi-kwadrat, a w sytuacji małych liczebności – dokładny test Fishera. Kiedy uzyskany wynik wybranego testu statystycznego nie wskazywał na występowanie istotnych różnic na poziomie 0,05, w odpowiedniej komórce wpisano cyfrę „0”. Natomiast w sytuacji, gdy za pomocą wyniku testu stwierdzono występowanie różnic, wpisano: „+”, jeśli udział w liczbie gospodarstw, z którymi zawarto umowę najmu, był wyższy od udziału w liczbie gospodarstw oczekujących na zawarcie umowy, a „–”, jeśli udział w liczbie gospodarstw, z którymi zawarto umowę najmu, był niższy od udziału w liczbie gospodarstw oczekujących na zawarcie umowy.

Podczas analizy danych odnotowano znaczące dysproporcje pomiędzy liczbą gospodarstw domowych oczekujących na zawarcie umowy najmu a tych, z którymi taką umowę zawarto. W miastach takich jak Nowy Sącz, Siedlce czy Suwałki liczba podpisanych umów przewyższa liczbę oczekujących, podczas gdy w Lubinie czy Ostrołęce sytuacja jest odwrotna. Wynika to m.in. z faktu, że porównywane są dwa różne typy danych: zasób (liczba oczekujących na dzień 31 grudnia) oraz przepływ (liczba umów zawartych w całym roku kalendarzowym). Jednak dzięki przyjętemu wcześniej założeniu względnej stałości w czasie struktury popytu na mieszkania komunalne możliwe było dokonanie porównań. Co więcej, dysproporcje mogą również odzwierciedlać różnice w lokalnych uwarunkowaniach rynku mieszkaniowego, potencjalnie odmienne polityki mieszkaniowe gmin, a także różnice w procedurach administracyjnych związanych z przyznawaniem mieszkań.

Odnutowano 16 przypadków miast, w których łączna liczba gospodarstw domowych, z którymi zawarto umowę, była wyższa niż liczba gospodarstw oczekujących na jej zawarcie. Sytuacja ta mogła świadczyć o zwiększonej rotacji lokatorów w ciągu roku lub o oddaniu nowego budynku do użytku.

Możliwą dyskryminację pośrednią stwierdzono w 14 miastach (Głogów, Gniezno, Gorzów Wielkopolski, Jastrzębie-Zdrój, Jaworzno, Jelenią Górę, Leszno, Mysłowice, Nowy Sącz, Opole, Ostrołękę, Piotrków Trybunalski, Świdnicę i Tychy), co stanowi 54% analizowanych miast.

Najczęściej potencjalnie dyskryminowaną grupą były gospodarstwa domowe z jednym mężczyzną bez dzieci, a przejawy ich możliwej dyskryminacji odnotowano w siedmiu miastach. Dyskryminacja kobiet występowała rzadziej. Dyskryminację gospodarstw domowych składających się z jednej kobiety z dziećmi odnotowano sześć razy, natomiast gospodarstw domowych z jedną kobietą bez dzieci – trzy razy. Najczęstszą przyczyną dyskryminacji gospodarstw z jedną osobą dorosłą bez dzieci było przyznawanie dodatkowych punktów za każde dziecko w gospodarstwie bądź za samotne wychowywanie dziecka. Odnotowano także trzy przypadki dyskryminacji gospodarstw domowych z dwójką osób dorosłych lub więcej.

Ważnym aspektem okazała się również kwestia faworyzowania gospodarstw domowych zachodzącego, gdy ich udział w liczbie zawartych umów był istotnie większy od udziału w liczbie oczekujących. Przypadki możliwej faworyzacji odnotowano łącznie w 14 miastach. Najczęściej faworyzowaną grupą były gospodarstwa domowe z dwójką osób dorosłych lub więcej. Przejawy możliwej faworyzacji tej grupy odnotowano łącznie w dziewięciu miastach. Natomiast w trzech wystąpić mogła faworyzacja samotnych kobiet bez dzieci. Z kolei samotne kobiety z dziećmi mogły być uprzywilejowane w Ostrołęce i Tczewie. Ostatnią grupą, która w dwóch miastach – Ostrołęce i Tychach – mogła doświadczyć faworyzacji, byli samotni mężczyźni bez dzieci.

W jednym z analizowanych miast, a mianowicie Nowym Sączu, odnotowano przypadek dyskryminacji pozytywnej. Dotyczyła ona gospodarstw domowych z dwójką osób dorosłych lub więcej, z powodu przyznawania dodatkowych punktów gospodarstwom, w których skład wchodziło małżeństwo.

Grupą, która nie doświadczyła dyskryminacji, byli samotni mężczyźni z dziećmi. Wynikało to z faktu, że niewielu mężczyzn z dziećmi ubiegało się o najem lokalu z zasobu gminy, co wynikało z ich niskiego udziału zarówno wśród samotnych rodziców, jak i ogóle społeczeństwa.

Warto zwrócić uwagę na miasta, w których zjawisko potencjalnej dyskryminacji danej grupy wystąpiło zarówno w 2022, jak i 2023 r. Powtarzalność obserwacji zwiększa prawdopodobieństwo, że dyskryminacja faktycznie ma miejsce, a nie jest wynikiem błędu pomiarowego czy przypadkowej anomalii. Zgodnie z tym podejściem najczęściej potencjalnie dyskryminowaną grupą były kobiety z dziećmi, a ich dyskryminacja w obu ww. okresach wystąpiła w pięciu miastach: Jastrzębiu-Zdroju, Jeleniej Górze, Lesznie, Mysłowicach i Opolu. W czterech miastach (Gnieźnie, Jaworznie, Nowym Sączu i Piotrkowie Trybunalskim) mogła pojawiać się dyskryminacja mężczyzn bez dzieci. Natomiast w przypadku gospodarstw z dwójką osób dorosłych lub więcej potencjalną dyskryminację odnotowano w dwóch miastach: Ostrołęce i Tychach. Kobiety bez dzieci mogły doświadczyć dyskryminacji w dwóch ww. okresach jedynie w Głogowie.

Warto również przywołać miasta, w których gospodarstwa były faworyzowane w dwóch ww. okresach. Najczęściej, bo aż w sześciu miastach, faworyzację odnotowano w przypadku gospodarstw domowych składających się z dwóch osób dorosłych lub więcej. Były to: Gniezno, Jastrzębie-Zdrój,

Jelenia Góra, Nowy Sącz, Opole i Piotrków Trybunalski. Natomiast faworyzacja kobiet bez dzieci mogła wystąpić w Lesznie, a kobiet z dziećmi – w Ostrołęce.

Tab. 2. Liczba i udział gospodarstw oczekujących na najem lokalu oraz gospodarstw, z którymi zawarto umowę najmu w latach 2022–2023, z podziałem na rodzaj gospodarstwa we wszystkich analizowanych miastach łącznie⁷

		2022		2023	
		oczekujący	zawarta umowa	oczekujący	zawarta umowa
Osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	593 _a	457 _b	639 _a	487 _b
	udział	24,1%	17,7%	24,8%	19,0%
Osoba płci żeńskiej	liczba	491 _a	522 _a	542 _a	516 _a
	udział	19,9%	20,2%	21,0%	20,1%
Osoba płci męskiej i dzieci	liczba	16 _a	30 _a	30 _a	26 _a
	udział	0,6%	1,2%	1,2%	1,0%
Osoba płci męskiej	liczba	642 _a	566 _b	691 _a	545 _b
	udział	26,1%	21,9%	26,8%	21,2%
Dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	720 _a	1010 _b	673 _a	994 _b
	udział	29,2%	39,1%	26,1%	38,7%
Łącznie	liczba	2462	2585	2575	2568
	udział	48,8%	51,2%	50,1%	49,9%

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych otrzymanych od miast.

Dla pełniejszej perspektywy badanego zjawiska warto również przeanalizować zagregowane dane ze wszystkich analizowanych miast. Najliczniejszą grupą wśród gospodarstw oczekujących w 2022 r. były te z dwójką osób dorosłych lub więcej, a w 2023 r. – z jednym dorosłym mężczyzną bez dzieci. Natomiast w przypadku gospodarstw, z którymi została zawarta umowa najmu, największy udział w obu okresach stanowiły gospodarstwa z dwójką osób dorosłych lub więcej. Istotnych różnic na poziomie istotności 0,05 nie zauważono w przypadku dwóch grup gospodarstw: z jedną osobą płci żeńskiej bez dzieci wchodzących w skład gospodarstwa domowego oraz z jedną osobą dorosłą płci męskiej z dziećmi wchodzącymi w skład gospodarstwa. W przypadku gospodarstw domowych z dwójką osób dorosłych lub więcej, ich udział w liczbie zawartych umów był istotnie wyższy od udziału w liczbie oczekujących, co stanowiło przesłankę o możliwym wystąpieniu faworyzacji. Odwrotna sytuacja miała miejsce w przypadku gospodarstw domowych z jedną osobą dorosłą płci żeńskiej z dziećmi wchodzącymi w skład gospodarstwa oraz z jedną osobą dorosłą płci męskiej bez dzieci wchodzącymi w skład gospodarstwa domowego, ponieważ ich udział w liczbie zawartych umów był istotnie mniejszy od udziału w liczbie oczekujących.

Zakończenie

Cel artykułu stanowiła odpowiedź na pytanie, czy w Polsce istniała dyskryminacja ze względu na płeć w dostępie do mieszkań wynajmowanych przez gminy. Na podstawie analizy danych otrzymanych od miast nie znaleziono dowodów na występowanie dyskryminacji.

W żadnym z analizowanych miast nie odnotowano przejawów dyskryminacji bezpośredniej ze względu na płeć. W 14 z 26 przebadanych miast odnotowano przejawy możliwej dyskryminacji pośredniej. Warto podkreślić, że zaobserwowana dyskryminacja, choć może mieć charakter systemowy, nie jest homogeniczna w skali całego kraju, gdyż w różnych miastach dotyczy różnych grup. Analiza wyników wykazała, że w badanych miastach nie występuje jednoznaczny schemat dyskryminacji ze względu na płeć. Choć najczęściej potencjalnie dyskryminowaną grupą byli bezdzietni mężczyźni (w siedmiu miastach; 27% analizowanych miast), a samotne matki z dziećmi

⁷ Jeśli zarówno przy liczbie gospodarstw oczekujących, jak i przy liczbie gospodarstw, z którymi zawarto umowę, znajduje się litera „a” – oznacza to, że nie stwierdzono istotnych różnic na poziomie istotności 0,05 przy zastosowaniu testu Z na równość proporcji. Natomiast jeśli przy liczbie gospodarstw oczekujących znajduje się litera „a”, natomiast przy liczbie gospodarstw, z którymi zawarto umowę – litera „b”, to znak, że stwierdzono występowanie istotnych różnic na poziomie istotności 0,05 przy zastosowaniu testu Z na równość proporcji.

doświadczwały niekorzystnego traktowania w sześciu miastach (23% analizowanych miast), trudno uznać te przypadki za przejaw powszechnej dyskryminacji. Za zjawisko powszechne uznano takie, które występuje w większości analizowanych miast i dotyczy konsekwentnie tych samych grup gospodarstw domowych. Dyskryminacja o charakterze powszechnym wystąpiłaby, gdyby jedna grupa doświadczała nierównego traktowania w więcej niż połowie analizowanych miast, czego w przeprowadzonym badaniu nie zaobserwowano. Co więcej, uwzględniając wyłącznie przypadki, w których potencjalna dyskryminacja wystąpiła w obu badanych okresach, stwierdzono, że w pięciu miastach dotyczyła ona kobiet z dziećmi, a w czterech – mężczyzn bez dzieci. W związku z tym można uznać, że zaobserwowane wzorce różnicowania dostępu do mieszkań nie są jednoznacznie związane z płcią wnioskodawców, lecz wydają się powiązane z kombinacją czynników, takich jak struktura gospodarstwa domowego czy posiadanie dzieci.

Warto zwrócić jednak uwagę, że zdarzały się sytuacje, w których jedną grupę gospodarstw domowych traktowano lepiej w porównaniu z pozostałymi. Najczęściej były to gospodarstwa z dwójką osób dorosłych lub więcej. Porównując otrzymane dane z uchwałami miast, trudno wskazać konkretny powód wystąpienia tego zjawiska. Jego przyczyn upatrywać można w kryteriach decydujących o przyznaniu lokalu. W przypadku miast, w których występowały kryteria punktowe, punkty przyznawano każdej spełniającej je osobie. Natomiast gdy kryteria wymienione były jedynie w formie opisowej, czasem wystarczyło spełnienie jednego z kryteriów przez jedną osobę w gospodarstwie. Nierówności może pogłębiać ograniczona liczba odpowiednich lokali mieszkalnych i niedobór małych mieszkań w zasobach gminnych. Możliwe też, że w procesie decyzyjnym dominuje dążenie do optymalizacji wykorzystania dostępnej przestrzeni mieszkaniowej, co faworyzuje większe gospodarstwa domowe kosztem mniejszych, mimo ich trudnej sytuacji ekonomicznej. Przedstawione powyżej argumenty stanowią zatem przesłankę do dalszych rozważań na temat dyskryminacji gospodarstw domowych.

Ponadto w przypadku gospodarstw domowych z dwójką osób dorosłych lub więcej nie uwzględniono informacji o tym, czy w ich skład wchodziły również dzieci. W związku z tym mogła wystąpić sytuacja, w której faworyzacja tej grupy wynikała z posiadania dzieci. Otrzymanie informacji o ich liczbie w każdym gospodarstwie niewątpliwie ułatwiłoby analizę dyskryminacji bądź faworyzacji w tym zakresie. Analiza dyskryminacji gospodarstw z uwzględnieniem liczby posiadanych dzieci stanowi kolejną przestrzeń do przyszłych badań.

Kolejną wartą uwagi obserwacją jest porównanie dyskryminacji w miastach, które posiadały kryteria w formie punktowej, z tymi, które ich nie miały. Możliwość wystąpienia dyskryminacji odnotowano w 10 miastach z 14 z kryteriami w formie punktowej oraz w czterech miastach z 12, które ich nie miały, co oznacza, że zdefiniowanie kryteriów w takiej formie nie eliminuje automatycznie ryzyka wystąpienia dyskryminacji pośredniej.

W trakcie badania napotkano także na pewne ograniczenia. Pierwsze z nich to sytuacja, gdy według danych otrzymanych z miast liczba zawartych umów była wyższa od liczby gospodarstw oczekujących, a wynik testu Z na różnicę proporcji wykazał istotne rozbieżności w obydwu kategoriach w zakresie liczebności. Ponadto liczebność niektórych prób była niewielka, zwłaszcza w przypadku zawartych umów, co utrudniało stwierdzenie dyskryminacji na gruncie statystycznym. Warto zauważyć, że analiza obejmuje 26 miast, z których pozyskano dane. Istnieje prawdopodobieństwo, że w większych ośrodkach miejskich wyniki mogłyby się różnić ze względu na odmienną skalę zapotrzebowania na mieszkania komunalne oraz potencjalnie inne kryteria ich przydziału. W przyszłych badaniach warto byłoby więc poszerzyć analizę o duże miasta wojewódzkie, a także przeprowadzić długofalowe badanie dynamiki przydziału mieszkań z zasobu gmin w perspektywie kilkuletniej, co pozwoliłoby na identyfikację trwałych wzorców i trendów w polityce mieszkaniowej.

Aneks

Tab. 1A. Liczba oraz udział gospodarstw domowych oczekujących na najem lokalu oraz tych, z którymi zawarto umowę najmu w latach 2022–2023, z podziałem na rodzaj gospodarstwa we wszystkich analizowanych miastach⁸

Miasto	Rodzaj gospodarstwa	Liczba/ udział	2022		2023	
			oczekujący	zawarta umowa	oczekujący	zawarta umowa
Bełchatów	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	10 _a	14 _a	7 _a	15 _a
		udział	58,8%	41,2%	41,2%	46,9%
	osoba płci żeńskiej	liczba	1 _a	2 _a	3 _a	1 _a
		udział	5,9%	5,9%	17,6%	3,1%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	1 _a	0 _a	0 _a	2 _a
		udział	5,9%	0,0%	0,0%	6,3%
	osoba płci męskiej	liczba	2 _a	8 _a	2 _a	4 _a
		udział	11,8%	23,5%	11,8%	12,5%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	3 _a	10 _a	5 _a	10 _a
		udział	17,6%	29,4%	29,4%	31,3%
	łącznie	liczba	17	34	17	32
		udział	33,3%	66,7%	34,7%	65,3%
Będzin	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	22 _a	3 _a	26 _a	1 _a
		udział	23,9%	13,0%	25,0%	5,9%
	osoba płci żeńskiej	liczba	15 _a	6 _a	18 _a	6 _a
		udział	16,3%	26,1%	17,3%	35,3%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	1 _a	0 _a	2 _a	0 _a
		udział	0,011%	0,0%	0,019%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	40 _a	9 _a	43 _a	7 _a
		udział	43,5%	39,1%	41,3%	41,2%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	14 _a	5 _a	15 _a	3 _a
		udział	15,2%	21,7%	14,4%	17,6%
	łącznie	liczba	92	23	104	17
		udział	80,0%	20,0%	86,0%	14,0%
Głogów	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	53 _a	54 _a	20 _a	41 _a
		udział	47,7%	47,0%	38,5%	42,7%
	osoba płci żeńskiej	liczba	20 _a	9 _b	13 _a	4 _b
		udział	18,0%	7,8%	25,0%	4,2%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	bd	bd	bd	bd
		udział	bd	bd	bd	bd
	osoba płci męskiej	liczba	6 _a	6 _a	4 _a	16 _a
		udział	5,4%	5,2%	7,7%	16,7%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	32 _a	46 _a	15 _a	35 _a
		udział	28,8%	40,0%	28,8%	36,5%
	łącznie	liczba	111	115	52	96
		udział	49,1%	50,9%	35,1%	64,9%

⁸ Jeśli zarówno przy liczbie gospodarstw oczekujących, jak i przy liczbie gospodarstw, z którymi zawarto umowę, znajduje się litera „a”, oznacza to, że nie stwierdzono istotnych różnic na poziomie istotności 0,05 przy zastosowaniu odpowiedniego testu statystycznego. Natomiast jeśli przy liczbie gospodarstw oczekujących znajduje się litera „a”, a przy liczbie gospodarstw, z którymi zawarto umowę – litera „b”, oznacza to, że stwierdzono występowanie istotnych różnic na poziomie istotności 0,05 przy zastosowaniu odpowiedniego testu statystycznego. Gdy było to możliwe, zastosowano test Z na równość proporcji. W przypadku niespełnienia założeń testu Z wykorzystano test chi-kwadrat, a w sytuacji małych liczebności – dokładny test Fishera.

Tab. 1A. – cd.

Miasto	Rodzaj gospodarstwa	Liczba/ udział	2022		2023	
			oczekujący	zawarta umowa	oczekujący	zawarta umowa
Gniezno	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	28 _a	6 _a	22 _a	18 _a
		udział	20,7%	12,0%	21,6%	18,4%
	osoba płci żeńskiej	liczba	30 _a	14 _a	25 _a	16 _a
		udział	22,2%	28,0%	24,5%	16,3%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0 _a	2 _a	1 _a	1 _a
		udział	0,0%	4,0%	1,0%	1,0%
	osoba płci męskiej	liczba	63 _a	14 _b	41 _a	21 _b
		udział	46,7%	28,0%	40,2%	21,4%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	14 _a	14 _b	13 _a	42 _b
		udział	10,4%	28,0%	12,7%	42,9%
Gorzów Wielkopolski	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	51 _a	20 _a	41 _a	16 _a
		udział	23,6%	16,5%	19,9%	13,8%
	osoba płci żeńskiej	liczba	59 _a	36 _a	68 _a	21 _b
		udział	27,3%	29,8%	33,0%	18,1%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	2 _a	1 _a	3 _a	1 _a
		udział	0,9%	0,8%	1,5%	0,9%
	osoba płci męskiej	liczba	52 _a	28 _a	43 _a	31 _a
		udział	24,1%	23,1%	20,9%	26,7%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	52 _a	36 _a	51 _a	47 _b
		udział	24,1%	29,8%	24,8%	40,5%
Inowrocław	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	3 _a	6 _a	9 _a	5 _a
		udział	12,0%	12,0%	29,0%	11,1%
	osoba płci żeńskiej	liczba	4 _a	7 _a	4 _a	6 _a
		udział	16,0%	14,0%	12,9%	13,3%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0	0	0	0
		udział	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	5 _a	10 _a	7 _a	12 _a
		udział	20,0%	20,0%	22,6%	26,7%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	13 _a	27 _a	11 _a	22 _a
		udział	52,0%	54,0%	35,5%	48,9%
Jastrzębie Zdrój	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	51 _a	17 _b	66 _a	28 _b
		udział	30,9%	8,9%	30,7%	18,8%
	osoba płci żeńskiej	liczba	31 _a	35 _a	41 _a	32 _a
		udział	18,8%	18,2%	19,1%	21,5%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	2 _a	3 _a	4 _a	2 _a
		udział	1,2%	1,6%	1,9%	1,3%
	osoba płci męskiej	liczba	30 _a	41 _a	41 _a	12 _b
		udział	18,2%	21,4%	19,1%	8,1%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	51 _a	96 _b	63 _a	75 _b
		udział	30,9%	50,0%	29,3%	50,3%
łącznie		liczba	165	192	215	149
		udział	46,2%	53,8%	59,1%	40,9%

Tab. 1A. – cd.

Miasto	Rodzaj gospodarstwa	Liczba/ udział	2022		2023	
			oczekujący	zawarta umowa	oczekujący	zawarta umowa
Jaworzno	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	12 _a	19 _a	15 _a	24 _a
		udział w kategorii	16,2%	10,7%	20,5%	17,0%
	osoba płci żeńskiej	liczba	17 _a	29 _a	12 _a	38 _a
		udział w kategorii	23,0%	16,3%	16,4%	27,0%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0 _a	3 _a	0	0
		udział w kategorii	0,0%	1,7%	0,0%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	27 _a	38 _b	29 _a	32 _b
		udział w kategorii	36,5%	21,3%	39,7%	22,7%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	18 _a	89 _b	17 _a	47 _a
		udział w kategorii	24,3%	50,0%	23,3%	33,3%
Jelenia Góra	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	11 _a	28 _b	9 _a	15 _b
		udział	30,6%	15,3%	29,0%	11,5%
	osoba płci żeńskiej	liczba	7 _a	36 _a	7 _a	31 _a
		udział	19,4%	19,7%	22,6%	23,7%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	2 _a	7 _a	1 _a	2 _a
		udział	5,6%	3,8%	3,2%	1,5%
	osoba płci męskiej	liczba	7 _a	27 _a	7 _a	21 _a
		udział	19,4%	14,8%	22,6%	16,0%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	9 _a	85 _b	7 _a	62 _b
		udział	25,0%	46,4%	22,6%	47,3%
	łącznie	liczba	36	183	31	131
		udział	16,4%	83,6%	19,1%	80,9%
Leszno	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	15 _a	15 _b	19 _a	8 _b
		udział	40,5%	21,7%	42,2%	12,3%
	osoba płci żeńskiej	liczba	8 _a	37 _b	8 _a	45 _b
		udział	21,6%	53,6%	17,8%	69,2%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0 _a	1 _a	0 _a	1 _a
		udział	0,0%	1,4%	0,0%	1,5%
	osoba płci męskiej	liczba	1 _a	4 _a	9 _a	3 _b
		udział	2,7%	5,8%	20,0%	4,6%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	13 _a	12 _b	9 _a	8 _a
		udział	35,1%	17,4%	20,0%	12,3%
	łącznie	liczba	37	69	45	65
		udział	34,9%	65,1%	40,9%	59,1%

Tab. 1A. – cd.

Miasto	Rodzaj gospodarstwa	Liczba/ udział	2022		2023	
			oczekujący	zawarta umowa	oczekujący	zawarta umowa
Lubin	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	bd	bd	48 _a	3 _a
		udział	bd	bd	38,7%	33,3%
	osoba płci żeńskiej	liczba	bd	bd	30 _a	3 _a
		udział	bd	bd	24,2%	33,3%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	bd	bd	7 _a	1 _a
		udział	bd	bd	5,6%	11,1%
	osoba płci męskiej	liczba	bd	bd	38 _a	1 _a
		udział	bd	bd	30,6%	11,1%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	bd	bd	1 _a	1 _a
		udział	bd	bd	0,8%	11,1%
	łącznie	liczba	bd	bd	124	9
		udział	bd	bd	93,2%	6,8%
Mielec	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	3 _a	6 _a	1 _a	8 _a
		udział	27,3%	13,0%	12,5%	25,0%
	osoba płci żeńskiej	liczba	1 _a	8 _a	1 _a	5 _a
		udział	9,1%	17,4%	12,5%	15,6%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0	0	0	0
		udział	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	1 _a	11 _a	0 _a	8 _a
		udział	9,1%	23,9%	0,0%	25,0%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	6 _a	21 _a	6 _a	11 _a
		udział	54,5%	45,7%	75,0%	34,4%
	łącznie	liczba	11	46	8	32
		udział	19,3%	80,7%	20,0%	80,0%
Mysłowice	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	71 _a	1 _b	84 _a	4 _b
		udział	58,7%	14,3%	50,6%	21,1%
	osoba płci żeńskiej	liczba	8 _a	2 _a	13 _a	4 _a
		udział	6,6%	28,6%	7,8%	21,1%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0	0	2 _a	1 _a
		udział	0,0%	0,0%	1,2%	5,3%
	osoba płci męskiej	liczba	24 _a	3 _a	39 _a	4 _a
		udział	19,8%	42,9%	23,5%	21,1%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	18 _a	1 _a	28 _a	6 _a
		udział	14,9%	14,3%	16,9%	31,6%
	łącznie	liczba	121	7	166	19
		udział	94,5%	5,5%	89,7%	10,3%
Nowy Sącz	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	7 _a	10 _a	5 _a	5 _a
		udział	21,9%	10,3%	11,6%	7,8%
	osoba płci żeńskiej	liczba	3 _a	13 _a	8 _a	8 _a
		udział	9,4%	13,4%	18,6%	12,5%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0	0	2 _a	0 _a
		udział	0,0%	0,0%	5,0%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	11 _a	16 _b	18 _a	11 _b
		udział	34,4%	16,5%	41,9%	17,2%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	11 _a	58 _b	10 _a	40 _b
		udział	34,4%	59,8%	23,3%	62,5%
	łącznie	liczba	32	97	43	64
		udział	24,8%	75,2%	40,2%	59,8%

Tab. 1A. – cd.

Miasto	Rodzaj gospodarstwa	Liczba/ udział	2022		2023	
			oczekujący	zawarta umowa	oczekujący	zawarta umowa
Opole	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	22_a	10_b	34_a	24_b
		udział	23,7%	8,0%	30,4%	17,5%
	osoba płci żeńskiej	liczba	26 _a	23 _a	29 _a	30 _a
		udział	28,0%	18,4%	25,9%	21,9%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	1 _a	0 _a	1 _a	0 _a
		udział	1,1%	0,0%	0,9%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	24 _a	24 _a	31_a	21_b
		udział	25,8%	19,2%	27,7%	15,3%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	20_a	68_b	17_a	62_b
		udział	21,5%	54,4%	15,2%	45,3%
Ostrołęka	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	19_a	4_b	19_a	6_b
		udział	13,5%	40,0%	12,0%	37,5%
	osoba płci żeńskiej	liczba	18 _a	0 _a	21 _a	0 _a
		udział	12,8%	0,0%	13,3%	0,0%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0	0	0	0
		udział	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	23 _a	4 _a	29_a	7_b
		udział	16,3%	40,0%	18,4%	43,8%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	81_a	2_b	89_a	3_b
		udział	57,4%	20,0%	56,3%	18,8%
Piekary Śląskie	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	77 _a	44 _a	53 _a	38 _a
		udział	16,3%	14,3%	13,7%	13,6%
	osoba płci żeńskiej	liczba	132 _a	77 _a	104 _a	68 _a
		udział	27,9%	25,1%	26,9%	24,4%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	2 _a	2 _a	2 _a	3 _a
		udział	0,4%	0,7%	0,5%	1,1%
	osoba płci męskiej	liczba	140 _a	86 _a	129 _a	81 _a
		udział	29,6%	28,0%	33,3%	29,0%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	122 _a	98 _a	99 _a	89 _a
		udział	25,8%	31,9%	25,6%	31,9%
Piotrków Trybunalski	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	54 _a	30 _a	45_a	15_b
		udział	20,3%	13,7%	20,5%	10,2%
	osoba płci żeńskiej	liczba	50 _a	32 _a	55 _a	33 _a
		udział	18,8%	14,6%	25,1%	22,4%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0 _a	1 _a	1 _a	0 _a
		udział	0,0%	0,5%	0,5%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	113_a	47_b	80_a	32_b
		udział	42,5%	21,5%	36,5%	21,8%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	49_a	109_b	38_a	67_b
		udział	18,4%	49,8%	17,4%	45,6%
łącznie		liczba	266	219	219	147
		udział	54,8%	45,2%	59,8%	40,2%

Tab. 1A. – cd.

Miasto	Rodzaj gospodarstwa	Liczba/ udział	2022		2023	
			oczekujący	zawarta umowa	oczekujący	zawarta umowa
Siedlce	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	9 _a	27 _a	14 _a	43 _a
		udział	29,0%	26,0%	41,2%	32,6%
	osoba płci żeńskiej	liczba	6 _a	19 _a	4 _a	31 _a
		udział	19,4%	18,3%	11,8%	23,5%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	bd	bd	bd	bd
		udział	bd	bd	bd	bd
	osoba płci męskiej	liczba	6 _a	27 _a	8 _a	25 _a
		udział	19,4%	26,0%	23,5%	18,9%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	10 _a	31 _a	14 _a	43 _a
		udział	32,3%	29,8%	41,2%	32,6%
Stalowa Wola	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	20 _a	11 _a	32 _a	20 _a
		udział	37,7%	33,3%	51,6%	37,0%
	osoba płci żeńskiej	liczba	10 _a	4 _a	3 _a	10 _b
		udział	18,9%	12,1%	4,8%	18,5%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0	0	0 _a	1 _a
		udział	0,0%	0,0%	0,0%	1,9%
	osoba płci męskiej	liczba	12 _a	10 _a	11 _a	12 _a
		udział	22,6%	30,3%	17,7%	22,2%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	11 _a	8 _a	16 _a	11 _a
		udział	20,8%	24,2%	25,8%	20,4%
Stargard	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	30 _a	11 _a	bd	bd
		udział	29,1%	39,3%	bd	bd
	osoba płci żeńskiej	liczba	29 _a	7 _a	bd	bd
		udział	28,2%	25,0%	bd	bd
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0 _a	1 _a	bd	bd
		udział	0,0%	4,0%	bd	bd
	osoba płci męskiej	liczba	19 _a	4 _a	bd	bd
		udział	18,4%	14,3%	bd	bd
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	25 _a	5 _a	bd	bd
		udział	24,3%	17,9%	bd	bd
Suwałki	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	6 _a	30 _a	7 _a	60 _a
		udział	13,6%	20,3%	17,5%	30,3%
	osoba płci żeńskiej	liczba	4 _a	22 _a	4 _a	26 _a
		udział	9,1%	14,9%	10,0%	13,1%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0	0	0	0
		udział	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	9 _a	18 _a	7 _a	24 _a
		udział	20,5%	12,2%	17,5%	12,1%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	24 _a	77 _a	22 _a	88 _a
		udział	54,5%	52,0%	55,0%	44,4%
Suwałki	łącznie	liczba	44	148	40	198
		udział	22,9%	77,1%	16,8%	83,2%

Tab. 1A. – cd.

Miasto	Rodzaj gospodarstwa	Liczba/ udział	2022		2023	
			oczekujący	zawarta umowa	oczekujący	zawarta umowa
Świdnica	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	14 _a	31 _a	8 _a	25 _a
		udział	17,5%	18,6%	13,3%	14,3%
	osoba płci żeńskiej	liczba	27 _a	42 _a	23_a	39_b
		udział	33,8%	25,1%	38,3%	22,3%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	1 _a	2 _a	1 _a	3 _a
		udział	1,3%	1,2%	1,7%	1,7%
	osoba płci męskiej	liczba	26 _a	59 _a	21 _a	50 _a
		udział	32,5%	35,3%	35,0%	28,6%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	12 _a	33 _a	7_a	58_b
		udział	15,0%	19,8%	11,7%	33,1%
Tczew	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	10_a	6_b	8 _a	4 _a
		udział	11,6%	42,9%	10,5%	21,1%
	osoba płci żeńskiej	liczba	7 _a	0 _a	8 _a	0 _a
		udział	8,1%	0,0%	10,5%	0,0%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	16 _a	0 _a	3 _a	0 _a
		udział	18,6%	0,0%	3,9%	0,0%
	osoba płci męskiej	liczba	2 _a	2 _a	17 _a	2 _a
		udział	2,3%	14,3%	22,4%	10,5%
	łącznie	liczba	86	14	76	19
		udział	86,0%	14,0%	80,0%	20,0%
Tychy	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	11 _a	61 _a	11 _a	62 _a
		udział	13,3%	22,3%	16,9%	17,5%
	osoba płci żeńskiej	liczba	2 _a	66_b	14 _a	80 _a
		udział	2,4%	24,2%	21,5%	22,5%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	1 _a	5 _a	0 _a	6 _a
		udział	1,2%	1,8%	0,0%	1,7%
	osoba płci męskiej	liczba	1_a	71_b	7 _a	75 _a
		udział	1,2%	26,0%	10,8%	21,1%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	68_a	70_b	33_a	132_b
		udział	81,9%	25,6%	50,8%	37,2%
Zamość	osoba płci żeńskiej i dzieci	liczba	14 _a	4 _a	17 _a	4 _a
		udział	35,0%	20,0%	40,5%	28,6%
	osoba płci żeńskiej	liczba	5 _a	3 _a	3 _a	1 _a
		udział	12,5%	15,0%	7,1%	7,1%
	osoba płci męskiej i dzieci	liczba	0	0	0 _a	1 _a
		udział	0,0%	0,0%	0,0%	7,1%
	osoba płci męskiej	liczba	3 _a	5 _a	5 _a	0 _a
		udział	7,5%	25,0%	11,9%	0,0%
	dwie osoby dorosłe lub więcej	liczba	18 _a	8 _a	17 _a	8 _a
		udział	45,0%	40,0%	40,5%	57,1%
	łącznie	liczba	40	20	42	14
		udział	66,7%	33,3%	75,0%	25,0%

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych otrzymanych od miast.

Bibliografia

- Auspurg, K., Hinz, T., Schmid, L. (2017). Contexts and conditions of ethnic discrimination: Evidence from a field experiment in a German housing market. *Journal of Housing Economics*, 35, 26–36.
- Baldini, M., Federici, M. (2011). Ethnic discrimination in the Italian rental housing market. *Journal of Housing Economics*, 20(1), 1–14.
- Bao, H.X. (2024). Is hiding my first name enough? Using behavioural interventions to mitigate racial and gender discrimination in the rental housing market. *Urban Studies*, 61(11), 2156–2175.
- Bonnal, L., Boumahdi, R., Favard, P. (2012). Nonexpected discrimination: the case of social housing in France. *Applied Economics Letters*, 19(18), 1909–1916.
- Bonnet, F., Lalé, E., Safi, M., Wasmer, E. (2016). Better residential than ethnic discrimination! Reconciling audit and interview findings in the Parisian housing market. *Urban Studies*, 53(13), 2815–2833.
- Gabriel, S.A., Rosenthal, S.S. (2005). Homeownership in the 1980s and 1990s: Aggregate trends and racial gaps. *Journal of Urban Economics*, 57(1), 101–127.
- Główny Urząd Statystyczny (2023a). *Pieczna zastępcza w 2022 roku*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/dzieci-i-rodzina/dzieci/pieczna-zastepcza-w-2022-roku,1,7.html> (dostęp: 12.02.2025).
- Główny Urząd Statystyczny (2023b). *Rodziny w Polsce w świetle wyników NSP 2021*. <https://stat.gov.pl/spisy-powszechne/nsp-2021/nsp-2021-wyniki-ostateczne/rodziny-w-polsce-w-swietle-wynikow-nsp-2021,7,2.html> (dostęp: 12.02.2025).
- Główny Urząd Statystyczny (2023c). *Stan i struktura demograficzno-społeczna i ekonomiczna ludności Polski w świetle wyników NSP 2021*. <https://stat.gov.pl/spisy-powszechne/nsp-2021/nsp-2021-wyniki-ostateczne/stan-i-struktura-demograficzno-spoeczna-i-ekonomiczna-ludnosci-polski-w-swietle-wynikow-nsp-2021,6,2.html> (dostęp: 12.02.2025).
- Główny Urząd Statystyczny (2024a). *Ludność. Stan i struktura ludności oraz ruch naturalny w przekroju terytorialnym w 2023 r. (stan w dniu 31.12)*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/ludnosc/ludnosc/ludnosc-stand-i-struktura-ludnosci-oraz-ruch-naturalny-w-przekroju-terytorialnym-w-2023-r-stand-w-dniu-31-12,6,36.html> (dostęp: 12.02.2025).
- Główny Urząd Statystyczny (2024b). *Ofiary gwałtu i przemocy domowej*. <https://stat.gov.pl/obszary-tematyczne/wymiar-sprawiedliwosci/wymiar-sprawiedliwosci/ofiary-gwaltu-i-przemocy-domowej,1,1.html> (dostęp: 12.02.2025).
- Główny Urząd Statystyczny (b.d.). *Pojęcia stosowane w statystyce publicznej. Osoba niepełnosprawna prawnie*. <https://stat.gov.pl/metainformacje/slownik-pojec/pojecia-stosowane-w-statystyce-publicznej/1149,pojecie.html> (dostęp: 12.02.2025).
- Główny Urząd Statystyczny (b.d.). *Pojęcia stosowane w statystyce publicznej. Osoba niepełnosprawna biologicznie*. <https://stat.gov.pl/metainformacje/slownik-pojec/pojecia-stosowane-w-statystyce-publicznej/1150,pojecie.html> (dostęp: 12.02.2025).
- Kattari, S.K., Whitfield, D.L., Walls, N.E., Langenderfer-Magruder, L., Ramos, D. (2016). Policing gender through housing and employment discrimination: Comparison of discrimination experiences of transgender and cisgender LGBTQ individuals. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 7(3), 427–447.
- Massey, D.S., Rugh, J.S., Steil, J.P., Albright, L. (2016). Riding the stagecoach to hell: A qualitative analysis of racial discrimination in mortgage lending. *City and Community*, 15(2), 118–136.
- Ministerstwo Pracy, Polityki Społecznej i Rodziny (2024). *Wyniki Ogólnopolskiego badania liczby osób bezdomnych – Edycja 2024*. <https://www.gov.pl/web/rodzina/wyniki-ogolnopolskiego-badania-liczby-osob-bezdomnych---edycja-2024> (dostęp: 12.02.2025).
- Obwieszczenie Rady Miasta Gniezna z dnia 24 lutego 2021 r. w sprawie ogłoszenia jednolitego tekstu uchwały w sprawie wieloletniego programu gospodarowania mieszkaniowym zasobem Miasta Gniezna na lata 2021–2025 oraz zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Miasta Gniezna. Dz. U. Województwa Wielkopolskiego, Poznań, 10 marca 2012 r., poz. 2100. https://edziennik.poznan.uw.gov.pl/WDU_P/2021/2100/akt.pdf
- Pincus, F.L. (1996). Discrimination comes in many forms: Individual, institutional, and structural. *American Behavioral Scientist*, 40(2), 186–194.
- Reisigl, M. (2010). Dyskryminacja w dyskursach. *tekst i dyskurs – text und diskurs*, 3, 27–61.
- Roscigno, V.J., Karafin, D.L., Tester, G. (2009). The complexities and processes of racial housing discrimination. *Social Problems*, 56(1), 49–69.
- Schwegman, D. (2019). Rental market discrimination against same-sex couples: Evidence from a pairwise-matched email correspondence test. *Housing Policy Debate*, 29(2), 250–272.
- Uchwała nr XXXV/617/2021 Rady Miasta Gorzowa Wielkopolskiego z dnia 31 marca 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu gminy.

- Uchwała nr VII.104.2021 Rady Miasta Jastrzębie-Zdrój z dnia 24 czerwca 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Jastrzębie-Zdrój.
- Uchwała nr XLVI/677/21 Rady Miasta Mysłowice z dnia 30 września 2021 r. w sprawie „Zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Miasta Mysłowice”.
- Uchwała nr XLVII/557/2021 Rady Miasta Nowego Sącza z dnia 13 lipca 2021 roku w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu miasta Nowego Sącza.
- Uchwała nr XLII/825/21 Rady Miasta Opola z dnia 1 lipca 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Miasta Opola.
- Uchwała nr 840/XCIII/2024 Rady Miasta Ostrołęki z dnia 29 lutego 2024 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Miasta.
- Uchwała nr XII/145/19 Rady Miasta Piekary Śląskie z dnia 29 sierpnia 2019 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Piekary Śląskie.
- Uchwała nr XXXII/438/21 Rady Miasta Piotrkowa Trybunalskiego z dnia 27 stycznia 2021 r. w sprawie uchwalenia wieloletniego programu gospodarowania mieszkaniowym zasobem Miasta Piotrkowa Trybunalskiego na lata 2021-2025.
- Uchwała nr XXXIV/352/2021 Rady Miasta Siedlce z dnia 25 marca 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy - Miasta Siedlce.
- Uchwała nr XXIX/578/21 Rady Miasta Tychy z dnia 25 stycznia 2024 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Miasta Tychy.
- Uchwała nr XXXI/483/2021 Rady Miasta Zamość z dnia 22 kwietnia 2021 r. w sprawie ustalenia zasad wynajmowania lokali mieszkalnych wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Miasta Zamość.
- Uchwała nr XXXVI/292/2021 Rady Miejskiej Będzina z dnia 14 września 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Miasta Będzin.
- Uchwała nr XVI/167/2019 Rady Miejskiej Inowrocławia z dnia 28 października 2019 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Miasta Inowrocławia.
- Uchwała nr 313.XXXII.2021 Rady Miejskiej Jeleniej Góry z dnia 24 marca 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Jelenia Góra.
- Uchwała nr LXX/917/2023 Rady Miejskiej Leszna z dnia 30 listopada 2023 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali mieszkalnych wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Miasta Leszna.
- Uchwała nr XIII/84/19 Rady Miejskiej w Bełchatowie z dnia 29 sierpnia 2019 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Miasta Bełchatowa.
- Uchwała nr XXX/225/20 Rady Miejskiej w Głogowie z dnia 29 września 2020 r. w sprawie ustalenia zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Miejskiej Głogów.
- Uchwała nr XXXIV/446/2021 Rady Miejskiej w Jaworznie z dnia 26 sierpnia 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Miasta Jaworzna.
- Uchwała nr XXI/149/20 Rady Miejskiej w Lubinie z dnia 17 listopada 2020 r. w sprawie ustalenia zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Miejskiej Lubin.
- Uchwała nr XLIX/484/2018 Rady Miejskiej w Mielcu z dnia 22 czerwca 2018 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Miejskiej Mielec.
- Uchwała nr XLI/475/2021 Rady Miejskiej w Stalowej Woli z dnia 30 czerwca 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Stalowa Wola.
- Uchwała nr XIX/221/2020 Rady Miejskiej w Stargardzie z dnia 25 sierpnia 2020 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy – Miasta Stargard oraz pomieszczeń tymczasowych.
- Uchwała nr XII/154/2019 Rady Miejskiej w Suwałkach z dnia 25 września 2019 r. w sprawie ustalenia zasad wynajmowania lokali mieszkalnych wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Miasta Suwałki.
- Uchwała nr XXVI/280/21 Rady Miejskiej w Świdnicy z dnia 5 marca 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Miasto Świdnica.
- Uchwała nr XXXIV/363/2021 Rady Miejskiej w Tczewie z dnia 30 września 2021 r. w sprawie zasad wynajmowania lokali wchodzących w skład mieszkaniowego zasobu Gminy Miejskiej Tczew.
- Ustawa z dnia 21 czerwca 2001 r. o ochronie praw lokatorów, mieszkaniowym zasobie gminy i o zmianie Kodeksu cywilnego (Dz. U. 2001 nr 71 poz. 733).
- Van der Bracht, K., Coenen, A., van de Putte, B. (2015). The not-in-my-property syndrome: The occurrence of ethnic discrimination in the rental housing market in Belgium. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 41(1), 158–175.
- Yang, T.C., Chen, D., Park, K. (2016). Perceived housing discrimination and self-reported health: how do neighborhood features matter?. *Annals of Behavioral Medicine*, 50(6), 789–801.