

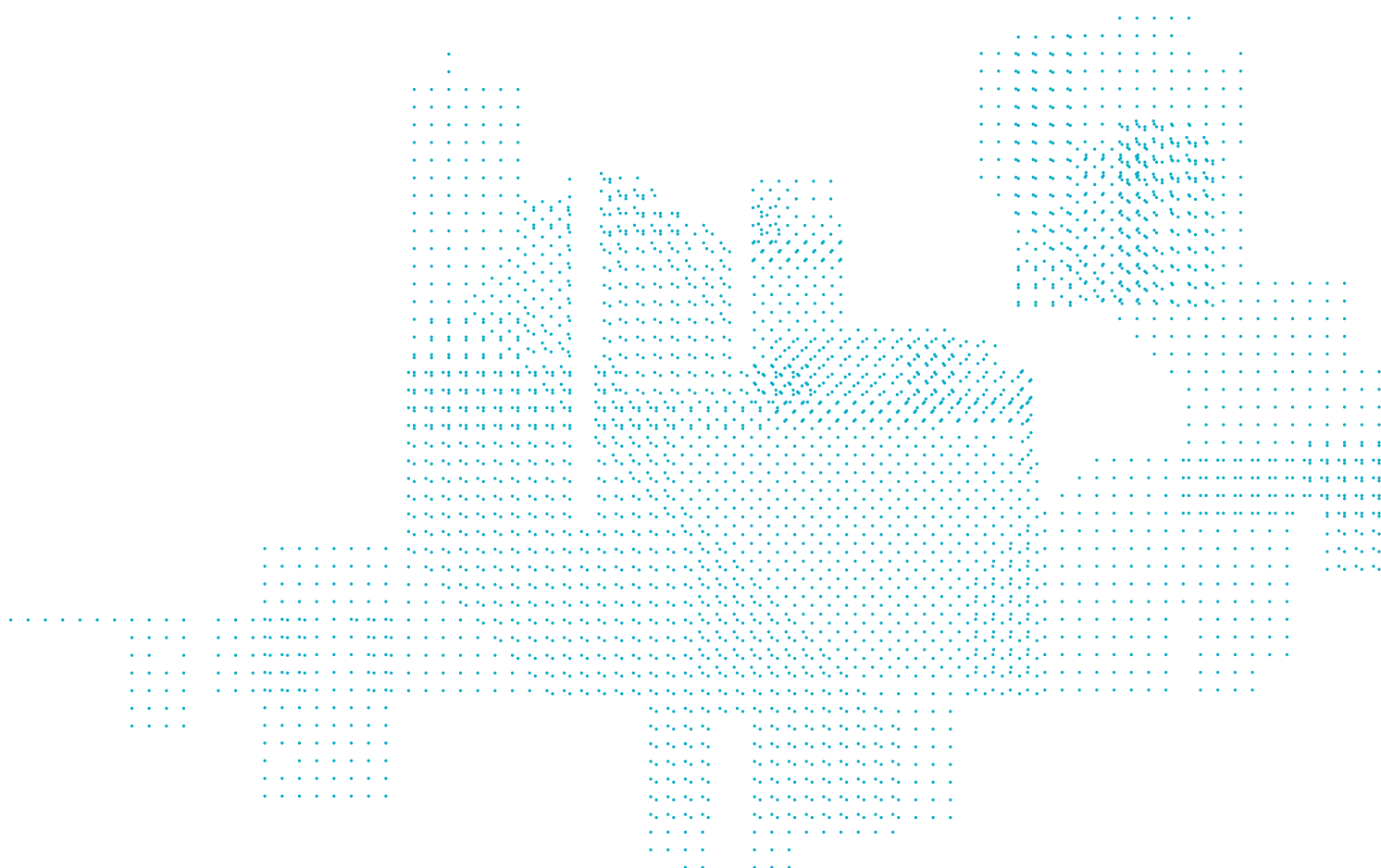
BADANIA

**EKSPERTYZY**

REKOMENDACJE

KINGA WYSIEŃSKA

# **CZYJ JEST TEN KAWAŁEK PODŁOGI?** WYNIKI BADAŃ DYSKRYMINACJI UCHODźCÓW W DOSTĘPIE DO MIESZKAŃ



**INSTYTUT SPRAW  
PUBLICZNYCH**

## Wprowadzenie

Sytuacja mieszkaniowa uchodźców w Polsce od wielu lat budzi zaniepokojenie organizacji międzynarodowych (Wysoki Komisarz Narodów Zjednoczonych do spraw Uchodźców) i pozarządowych (Fundacja Instytut Spraw Publicznych, Stowarzyszenie Interwencji Prawnej, Fundacja „Ocalenie”) oraz przedstawicieli Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej odpowiedzialnych za integrację uchodźców (Zespół Roboczy do spraw Integracji). Zarówno pilotażowe, jak i pogłębione badania dotyczące integracji osób objętych ochroną międzynarodową pokazują bowiem, że uchodźcy doświadczają wykluczenia mieszkaniowego i bezdomności. Co więcej, skala tego zjawiska jest alarmująca – według szacunków ekspertów, jedynie 20% uchodźców mieszkających w Polsce ma zabezpieczone potrzeby mieszkaniowe<sup>2</sup>.

Przyczyn takiego stanu rzeczy upatruje się w splocie trzech czynników:

- o niskim poziomie integracji ekonomicznej (którego wskaźnikiem jest stopa bezrobocia, odsetek zatrudnionych na wtórnym rynku pracy czy korzystających z pomocy społecznej),

---

<sup>1</sup> Niniejszym dziękuję Zbigniewowi Karpińskiemu za pomoc w analizie danych, a Janinie Pietrzak za cenne uwagi odnośnie do pierwszej wersji raportu. Wszelkie błędy oczywiście pozostają moje.

<sup>2</sup> Por. K. Wysińska, Gdzie jest mój dom? Bezdomność i dostęp do mieszkań wśród ubiegających się o azyl, uchodźców i osób z przyznaną ochroną międzynarodową w Polsce – aktualizacja badania z 2010 roku, Instytut Spraw Publicznych, Wysoki Komisarz Narodów Zjednoczonych do spraw Uchodźców, Warszawa 2013.

- 
- o dyskryminacji ze strony właścicieli mieszkań, którzy niechętnie wynajmują lokale cudzoziemcom,
  - o niewystarczającej podaży tanich mieszkań oraz gminnych lokali socjalnych i komunalnych (do czego przyczynia się m.in. brak odpowiednich rozwiązań strukturalnych i prawnych).

Jakkolwiek hipoteza o łącznym wpływie tych czynników na sytuację mieszkaniową uchodźców wydaje się sensowna, to jest ona obciążona dwoma mankamentami – po pierwsze, nie precyzuje ona, czy wszystkie czynniki mają taki sam wpływ na omawiane zjawisko, po drugie, brakuje danych ilościowych, które mogą stanowić podstawę jej weryfikacji empirycznej. Nie wiadomo bowiem, jaka jest wartość wskaźników zatrudnienia uchodźców i jak należy interpretować dane dotyczące liczby cudzoziemców korzystających z pomocy ośrodków pomocy społecznej, ponieważ nie wiadomo nawet, ilu uchodźców i gdzie mieszka (i mieszkało) w danym okresie w Polsce. Jeśli chodzi o kwestię niechęci właścicieli mieszkań i dyskryminacji z ich strony, to są dostępne świadectwa jakościowe (wypowiedzi pracowników socjalnych, organizacji pozarządowych czy samych uchodźców) i wyniki sondaży dotyczących postaw wobec różnych grup, ani jeden, ani drugi typ informacji nie stanowi jednak wystarczającej podstawy, aby stwierdzić systematyczną naturę zjawiska nierównego traktowania na rynku mieszkaniowym czy określić jego skalę (co najwyżej można mówić o incydentach). Najwięcej danych i analiz dotyczy czynnika trzeciego – są dostępne zarówno analizy prawne i zasobów lokalowych, jak i projekcje relacji między podażą tanich mieszkań a sytuacją grup wykluczonych (do których należy zaliczyć uchodźców).

Celem przeprowadzonego badania było dostarczenie empirycznych dowodów, które pozwoliłyby rozstrzygnąć wartość i siłę wpływu drugiego wymienionego wyżej czynnika. Mówiąc inaczej, staraliśmy się określić:

- o Czy uchodźcy są systematycznie dyskryminowani przez wynajmujących właścicieli mieszkań?
- o Jeśli tak, to jaka jest skala tego zjawiska?
- o Czy i jakie grupy uchodźców są szczególnie narażone na nierówne traktowanie ze strony wynajmujących?

## Hipotezy i zmienne niezależne

Aby odpowiedzieć na postawione wyżej pytania, pod koniec 2012 roku i na początku 2013 roku przeprowadzono serię testów dyskryminacyjnych. Test dyskryminacyjny (zwany także testem par) jest eksperymentem prowadzonym w warunkach naturalnych. Oznacza to, że pomiar efektu manipulacji poziomami zmiennych niezależnych (czyli charakterystykami determinującymi przyna-

---

leżność do grupy dominującej i mniejszościowej) odbywa się nie w laboratorium, ale wśród osób podejmujących decyzję w codziennych (naturalnych dla siebie) sytuacjach. Wybór procedury testowej i typu testu zależy właśnie od rodzaju sytuacji, w których są podejmowane decyzje (stanowiące z kolei zmienne zależne)<sup>3</sup>. W wypadku rynku mieszkaniowego w Polsce pierwszy kontakt z wynajmującym odbywa się zazwyczaj przez telefon, a dopiero po rozmowie telefonicznej następuje ewentualne bezpośrednie spotkanie. Dlatego w niniejszym badaniu zdecydowano się na zastosowanie procedury testu telefonicznego<sup>4</sup>.

W badaniach dyskryminacji zmienną niezależną stanowią różne poziomy cechy nominalnej (na przykład płci, koloru skóry, przynależności etnicznej), o której zakładamy, że jest przyczyną różnicowania i odmiennego traktowania osób w zależności od posiadanego poziomu danej cechy (na przykład kobieta versus mężczyzna, osoba biała versus osoba niebiała, Polak versus Czechen) lub kombinacji takich cech i poziomów (na przykład Polka versus Czechen). W przeprowadzonych badaniach podstawową cechą nominalną, której wpływ na decyzje wynajmujących poddano pomiarowi, był status w Polsce, co oznacza, że wyróżniliśmy dwa poziomy tej zmiennej niezależnej: poziom „obywatel polski” i poziom „uchodźca”. Kluczowa hipoteza weryfikowana w badaniu była zatem następująca: 1. obywatele polscy i uchodźcy mają odmienny dostęp do społecznie cenionych zasobów (w tym wypadku – do mieszkań). Na podstawie badań dotyczących bezdomności uchodźców sformułowaliśmy jednak dodatkowe hipotezy na temat łącznego oddziaływania kombinacji różnych poziomów cech nominalnych, które poddaliśmy sprawdzeniu. Co należy jednak podkreślić, badanie miało charakter eksploracyjny, a test hipotez charakter statystyczny, nie zaś teoretyczny. W wywiadach jakościowych pojawił się bowiem wątek trudnej sytuacji mieszkaniowej młodych uchodźców (mężczyzn) i rodzin wielodzietnych. Kolejne hipotezy dotyczyły zatem efektu płci oraz łącznego efektu płci i statusu uchodźcy. Przewidywaliśmy zatem, że 2. dyskryminacja wśród kobiet będzie niższa niż wśród mężczyzn (kobiety Polki będą traktowane podobnie jak kobiety nie-Polki, a mężczyźni nie-Polacy będą traktowani gorzej niż mężczyźni Polacy) i że 3. samotni uchodźcy (mężczyźni) będą spotykali się z większą niechęcią wynajmujących niż samotne uchodźczynie. Mówiąc

---

<sup>3</sup> Więcej na temat metodologii testów i ich rodzajów por. K. Wysińska, Testy dyskryminacyjne – metoda i zastosowania, Fundacja Instytut Spraw Publicznych, Warszawa 2010.

<sup>4</sup> Ze względu na sposób prowadzenia eksperymentu, wyróżnia się trzy rodzaje testów dyskryminacyjnych: osobisty (oparty na bezpośrednim kontakcie testerów/aktorów z osobami podejmującymi decyzje), telefoniczny i korespondencyjny (za pomocą uprzednio przygotowanych pisemnych aplikacji wysyłanych elektronicznie). Więcej na ten temat por. M. Koss-Goryszewska, Testy dyskryminacyjne. Charakterystyka techniki i zastosowanie w wybranych krajach, Fundacja Instytut Spraw Publicznych, Warszawa 2010.

---

inaczej, szansa wynajęcia mieszkania przez mężczyznę uchodźcę będzie niższa niż szansa najmu lokalu przez kobietę uchodźcę. Następną hipotezą orzekano o łącznym efekcie statusu uchodźcy i statusu rodzinnego. Zgodnie z tą hipotezą, 4. rodziny uchodźcze będą traktowane gorzej niż rodziny polskie. Co więcej, 5. wskaźnik ten będzie wyższy dla rodzin uchodźczych niż dla samotnych uchodźców. Z dotychczasowych badań wynika ponadto, że choć zagrożone bezdomnością są wszystkie osoby objęte ochroną międzynarodową w Polsce, szczególnie problem ten dotyczy uchodźców z Czeczenii. Ostatnią postawioną przez nas hipotezą dotyczyła zatem efektu pochodzenia narodowego i etnicznego uchodźców – 6. uchodźcy z Czeczenii będą doświadczać dyskryminacji częściej niż uchodźcy z innych krajów.

Biorąc pod uwagę opisane wyżej zmienne, konstrukcja warunków eksperymentalnych przebiegała według następującego schematu, przy czym jako inny kraj uchodźczy przyjęliśmy Białoruś<sup>5</sup>:

warunek pierwszy – para: kobieta Polka	kobieta uchodźczyni z Czeczenii
warunek drugi – para: kobieta Polka	kobieta uchodźczyni z Białorusi
warunek trzeci – para: mężczyzna Polak	mężczyzna uchodźca z Czeczenii
warunek czwarty – para: mężczyzna Polak	mężczyzna uchodźca z Białorusi
warunek piąty – para: rodzina polska z dziećmi	rodzina czeczeńska z dziećmi
warunek szósty – para: rodzina polska z dziećmi	rodzina białoruska z dziećmi

Obliczenie wskaźników dyskryminacji netto (konstrukcja wskaźnika jest opisana w następnym podrozdziale) w obrębie obserwacji zebranych dla każdego warunku pozwala na określenie poziomu dyskryminacji ze względu na status uchodźcy, z kolei porównanie wskaźników dyskryminacji netto (i szans uzyskania odpowiedzi pozytywnej na zadawane przez testerów pytania) między warunkami umożliwia weryfikację hipotez dotyczących kombinacji takich zmiennych, jak płeć i status uchodźcy, status uchodźcy i status rodzinny oraz narodowość uchodźców.

Reasumując, w celu weryfikacji postawionych przez nas hipotez przygotowaliśmy test dyskryminacyjny, polegający na skonstruowaniu sytuacji, w których osoby badane (wynajmujący mieszkania) podejmowały decyzje dotyczące osób różniących się między sobą statusem w Polsce, płcią, narodowością i statusem rodzinnym, nie będąc świadome, że ich zachowanie podlega systematycznej obserwacji. Konstrukcja testu pozwoliła nam na powiązanie odmiennego zachowania z daną przesłanką dyskryminacji.

---

<sup>5</sup> Wybór Białorusi jako innego kraju uchodźczego był podyktowany względami metodologicznymi, o których mowa w dalszej części niniejszego opracowania.

---

## Zmienne zależne

Na każdym etapie rozmowy reakcje właścicieli na określone bodźce (przy ustalonych poziomach zmiennych niezależnych) były zapisywane. W niniejszym teście interesowały nas przede wszystkim trzy rodzaje reakcji: na pytanie o to, czy ogłoszenie jest aktualne, na pytanie o możliwość podpisania umowy i na pytanie o możliwość zameldowania. Mówiąc inaczej, zmienna zależna (dyskryminacja netto) została zdefiniowana operacyjnie jako stosunek różnicy w pozytywnych odpowiedziach wynajmujących na każde z tych pytań zadawanych przez przedstawicieli grupy większościowej i mniejszościowej (od liczby sytuacji, w których członkowie grupy większościowej zostali potraktowani lepiej, odejmuje się liczbę sytuacji, w których członkowie grupy mniejszościowej zostali potraktowani lepiej) do liczby wszystkich uwzględnionych obserwacji w trzech wymiarach. Wymiary te zostały wybrane ze względu na ich konsekwencje dla sytuacji mieszkaniowej i społecznej osób poszukujących lokalu. Wymiar pierwszy dotyczy bezpośrednio kwestii możliwości zaspokojenia potrzeby posiadania stabilnego schronienia przez wynajem mieszkania na wolnym rynku. Wymiar drugi dotyczy ochrony prawnej. Wymiar trzeci dotyczy innych sfer życia – możliwości socjalnych, edukacyjnych i podatkowych. Wszystkie reakcje były klasyfikowane następująco: jeśli wynajmujący potwierdził aktualność ogłoszenia, możliwość podpisania umowy lub zameldowania jednej osobie, drugiej zaś odmówił, oznaczało to, że ta druga osoba została nierówno potraktowana. Jeśli reakcja była pozytywna wobec obu osób, wynik taki był interpretowany jako równe traktowanie. Negatywna informacja zwrotna wobec obu testerów była traktowana jako tak zwana obserwacja nieważna (nie dająca się zinterpretować w kategoriach dyskryminacji lub jej braku)<sup>6</sup>.

## Przebieg testu

Jak w wypadku każdej techniki badawczej, także w wypadku testów dyskryminacyjnych prowadzonych telefonicznie istnieją pewne ograniczenia w ich wykorzystywaniu i interpretacji wyników. Po pierwsze, zawsze występuje ryzyko, że – mimo wysiłków badaczy i przestrzegania protokołu eksperymentalnego – między testerami były różnice niezwiązane z poziomem zmiennej niezależnej, które przełożyły się na reakcje wynajmujących (innymi słowy, testy prowadzone z udziałem aktorów mogą być obciążone błędem systematycznym

---

<sup>6</sup> Por. M. Koss-Goryszewska, Testy dyskryminacyjne...; K. Wysińska, Testy dyskryminacyjne...; K. Wysińska, Nguyen, Serhij czy Piotr? Pilotażowe badanie audytowe dyskryminacji cudzoziemców w rekrutacji, Fundacja Instytut Spraw Publicznych, Warszawa 2010.

---

wynikającym z indywidualnych cech testerów – na przykład różnicach w tempie głosu, tempie mówienia i tym podobne). Po drugie, testów telefonicznych można użyć jedynie do badania nierównego traktowania na wstępnym etapie poszukiwania mieszkania (kolejny etap wymaga już bowiem wizyty aktorów, co wiąże się z jeszcze większym możliwym wpływem czynników niekontrolowanych przez badacza na reakcje wynajmujących). Mimo tych ograniczeń testy są uznawane za najlepszą metodę weryfikacji hipotez dotyczących występowania zjawiska dyskryminacji. Poniżej przedstawiono elementy protokołu eksperymentalnego, które miały na celu zapewnienie wysokiej trafności testu, czyli wyeliminowanie błędów systematycznych.

Mimo bowiem tego, że określenie warunków eksperymentalnych dla testu jest stosunkowo proste, to jego przygotowanie i dokonanie manipulacji eksperymentalnych w taki sposób, aby nie było wątpliwości, że w obrębie pary testerzy różnili się wyłącznie poziomem zmiennej niezależnej (zmiennych niezależnych), wymaga wielu zabiegów. Po pierwsze, należy zapewnić jak najbardziej naturalny sposób wprowadzenia informacji dotyczących określonych cech testerów, po drugie, sposób wprowadzenia tych informacji musi gwarantować, że osoby badane zwrócą na nie uwagę. Wyobraźmy sobie na przykład, że szukamy mieszkania i znaleźliśmy ogłoszenie, które nas zainteresowało. Dzwonimy zatem pod numer podany w ogłoszeniu i...? Zapewne najpierw pytamy o to, czy ogłoszenie jest nadal aktualne. W wypadku testu dyskryminacyjnego pod podany numer dzwonią kolejno po sobie dwie osoby, przy czym muszą one tak rozpocząć rozmowę i zadać pierwsze pytanie, żeby rozmówca nie miał wątpliwości, że jeden z dzwoniących jest przedstawicielem grupy mniejszościowej, drugi zaś – większościowej. Dlatego przygotowano zestaw scenariuszy rozmowy, w którym zawarto dokładne instrukcje dotyczące tego, w jaki sposób wprowadzać poziomy zmiennej niezależnej, aby były one dla badanych wyraźnie czytelne i aby sposób ich wprowadzania był identyczny w obrębie pary, ale na tyle różny, żeby nie wzbudziło to podejrzeń badanych (wynajmujących mieszkanie). Scenariusz ten różnił się nieco w zależności od warunku eksperymentalnego (singiel vs. rodzina z dziećmi), we wszystkich parach zakładał jednak, że informacja o pochodzeniu testerów sygnalizowana będzie w pierwszym zdaniu imieniem i nazwiskiem, a w trakcie rozmowy podkreślana za pomocą odpowiednio zadawanych pytań dodatkowych (przykład scenariusza znajduje się w ramce poniżej). Oznacza to, że choć wybrane imiona były typowe dla przedstawicieli danej grupy narodowo-etnicznej, to de facto (przynajmniej w wymiarze pierwszym) mierzono dyskryminację wobec wyobrażeń badanych co do pochodzenia etnicznego aplikantów, nie zaś wobec rzeczywistej przynależności. Co więcej, dopiero po przedstawieniu się testera wprowadzana była informacja o jego statusie w Polsce.

---

Scenariusz rozmowy (Rodzina z dziećmi):

Tester: Dzień dobry. Nazywam się (XXX) i dzwonię w sprawie ogłoszenia o mieszkaniu do wynajęcia. Czy jest ono nadal aktualne?

Odpowiedź: Tak, mieszkanie jest cały czas do wynajęcia.

Tester: O to dobrze. Mam w takim razie kilka pytań. Ja nie znam za dobrze tej okolicy, bo jestem uchodźcą z (XXX)/(POLAK: nie jestem z Warszawy/Lublina/Białegostoku). Czy jest w okolicy jakiś plac zabaw dla dzieci? Bo ja mam dwójkę dzieci.

Odpowiedź: Tak, całkiem niedaleko./Nie, ale to tylko 10 minut spacerem.

Tester: A proszę mi powiedzieć, bo tu jest napisane, że wynajem jest xxx plus kaucja i opłaty (UWAGA: PROSZĘ MIEĆ OGŁOSZENIE PRZED SOBĄ I ZACYTOWAĆ WARUNKI). Czy kaucja jest zwrotna?//A opłaty płacę według rachunków, które co miesiąc dostanę?

Odpowiedź: ...

Tester: A proszę mi powiedzieć, bo dla mnie to ważne, bo jestem uchodźcą z XXX, czy istnieje możliwość podpisania umowy najmu?

Odpowiedź: ...

Tester: Acha. A czy w takim razie istnieje możliwość zameldowania na pobyt czasowy?

Odpowiedź: ...

Tester: Dobrze. To ja się jeszcze zastanowię i oddzwonię. Dziękuję bardzo.

Testerzy

Jak wspomniano, sposób przeprowadzenia testu – mimo panującego konsensusu, że najbardziej trafne są testy korespondencyjne – musi być dopasowany do specyfiki badanego rynku. W wypadku rynku najmu mieszkań najodpowiedniejszym sposobem było przeprowadzenie testu przez telefon z udziałem testerów – uchodźczyń i uchodźców oraz Polki i Polaka. Wszyscy



---

testerzy zostali odpowiednio przeszkoleni i otrzymali materiały niezbędne do przygotowania się do prowadzenia rozmów z wynajmującymi zgodnie z protokołem eksperymentalnym. Mówiąc dokładniej, testerzy i testerki otrzymali scenariusze rozmów, opis sylwetek osób poszukujących mieszkania, które odgrywały, a także przećwiczone z nimi dynamikę „rozmowy mieszkaniowej”. Osoba należąca do grupy mniejszościowej uczestniczyła w sytuacji testowej przed osobą z grupy większościowej. Przed rozpoczęciem testów właściwych wykonano telefony próbne, przy których obecni byli obaj testerzy (obie testerki) z pary. Miało to na celu zapewnienie spójności zachowań w obrębie pary testowej. Wszyscy testerzy uzyskali za poświęcony czas wynagrodzenie, którego wysokość została uzgodniona przed rozpoczęciem testu i była niezależna od jego wyniku. Co więcej, testerzy mniejszościowi (którymi byli uchodźcy i uchodźczynie z Czeczenii) odgrywali rolę zarówno wynajmujących z Czeczenii, jak i Białorusi. Decyzję taką podjęto, aby zminimalizować ryzyko wpływu ewentualnych indywidualnych różnic między testerami. Mówiąc dokładniej, biorąc pod uwagę, że jedna z hipotez dotyczyła dyskryminacji ze względu na pochodzenie etniczne i narodowe uchodźców, potrzebne było uwzględnienie w warunkach eksperymentalnych więcej niż jednego kraju (regionu) pochodzenia. W wypadku wyboru – oprócz Czeczenii – kraju na przykład afrykańskiego, niezbędna byłaby rekrutacja kolejnej grupy testerów. Ewentualnie zaobserwowane różnice w traktowaniu uchodźców w parach polsko-czeczeńskich i polsko-afrykańskich mogłyby być wówczas przypisane nie tyle pochodzeniu narodowo-etniczemu, ile indywidualnym cechom konkretnych osób. Dlatego właśnie zdecydowano się na wybór Białorusi, ponieważ te same osoby – ze względu na akcent – mogły dzwonić w imieniu najmujących jednej i drugiej narodowości. Zaobserwowane różnice w traktowaniu uchodźców białoruskich i czeczeńskich mogą więc być powiązane z informacją o pochodzeniu, nie zaś z idiosynkratycznymi cechami testerów.

#### Rejestracja przebiegu testu

Oprócz pytań dotyczących pozytywnej lub negatywnej reakcji wynajmującego na opisane wcześniej bodźce, formularz przebiegu testu zawierał również pytania o przebieg rozmowy oraz odczucia i emocje testerów w jej trakcie. Do weryfikacji hipotez w zakresie występowania zjawiska dyskryminacji wystarczają jedynie zapisy dotyczące przyjętych w badaniu wskaźników nierównego traktowania (ogłoszenie aktualne – nieaktualne, jest zgoda – nie ma zgody). Do sformułowania i przyszłej weryfikacji hipotez o przyczynach i mechanizmach prowadzących do określonych reakcji konieczna jest jednak znajomość całego przebiegu zdarzenia, użytych słów, zadanych przez wynajmującego pytań czy

---

długość trwania interakcji. Dlatego wszystkie te szczegóły były opisywane przez testerów.

## Wybór badanych

W testach do celów naukowych badani są dobierani spośród wszystkich aktorów sygnalizujących chęć zawarcia transakcji na danym rynku (pracodawców ogłaszających rekrutację, właścicieli mieszkań umieszczających ogłoszenia o chęci wynajmu lokali, osób oferujących swoje usługi publicznie). Nie ma znaczenia, czy dany aktor był lub jest podejrzewany o nierówne traktowanie. W wypadku przeprowadzonego testu badanymi były osoby, które umieściły oferty wynajmu mieszkania jednopokojowego (dla czterech pierwszych warunków eksperymentalnych) lub dwupokojowego (dla warunków piątego i szóstego) w Pruszkowie na początku grudnia 2012 roku oraz w Warszawie, Lublinie i Białymstoku w styczniu i lutym 2013 roku. W Pruszkowie, gdzie przeprowadzono pilotaż, wybrano 40 ogłoszeń, ale ze względu na dezaktualizację części z nich lub brak możliwości nawiązania kontaktu przez którąkolwiek z testerek ostatecznie uwzględniono jedynie 25 obserwacji. W Warszawie, Lublinie i Białymstoku ostatecznie zrealizowano 371 testów.

## Koordinacja czasowa testów

Aby wykluczyć, że między jednym a drugim punktem pomiaru (jednym a drugim testerem) zmieniła się sytuacja testu – mieszkanie zostało już wynajęte albo inna osoba odebrała telefon – testerzy dzwonili w krótkim zakresie czasowym: tego samego dnia w odstępie trzech, czterech godzin.

## Wyniki

### Pilotaż – Pruszków

Badanie pilotażowe przeprowadzono w dniach 6–18 grudnia 2012 roku w parach kobiecych polsko-czeczeńskich z rodziną (warunek piąty). W trakcie pilotażu sprawdzono dwa różne scenariusze rozmowy i zebrano dodatkowe informacje na temat dynamiki rozmowy oraz typowych pytań wynajmujących, które pozwoliły na udoskonalenie instrukcji do testów właściwych. Dokonany pomiar dotyczył przede wszystkim wymiaru trzeciego dyskryminacji (mierzonego na podstawie zgody lub braku zgody na zameldowanie) – i jego wyniki przedstawiamy poniżej. Pokazują one bowiem pewną tendencję w zachowaniu pruszkowskich wynajmujących wobec uchodźczyń, biorąc zaś pod uwagę, że

---

test został przeprowadzony zgodnie z przyjętymi standardami metodologicznymi i z zachowaniem wszelkich procedur eksperymentalnych, można przyjąć, że mają one wartość opisową. Ze względu jednak na zbyt małą liczbę ważnych obserwacji (obserwacji, w których kontakt z wynajmującymi miała zarówno obywatelka Polski, jak i uchodźczynie z Czeczenii), orzekanie o poziomie istotności zaobserwowanych różnic jest nieuzasadnione. Nie jesteśmy bowiem w stanie z wystarczającą mocą oszacować, czy zaobserwowane różnice mają charakter przypadkowy czy systematyczny.

Spośród 25 wynajmujących, z którymi udało się nawiązać kontakt Polce lub uchodźczynie i których ogłoszenia o wynajmie mieszkania były nadal aktualne, czworo (4) w równy sposób potraktowało obie zainteresowane mieszkaniem (wynajmujący w rozmowie zarówno z Polką, jak i z cudzoziemką potwierdzili możliwość zawarcia pisemnej umowy najmu i zameldowania). W trzech (3) sytuacjach wystąpiła dyskryminacja – uchodźczynię poinformowano, że zameldowanie jest niemożliwe, natomiast taka możliwość wchodziła w grę w wypadku Polki. W dwóch (2) wypadkach brakowało danych o decyzji wobec uchodźczynie. Ogólnie Polka, aby znaleźć mieszkanie do wynajęcia z możliwością zameldowania, musiała wykonać około trzech telefonów (2,77), podczas gdy uchodźczynie z Czeczenii – co najmniej sześć (6.25). Wyniki zaprezentowano w tabeli 1.

Tabela 1. Proporcja zgód na zameldowanie z uwzględnieniem statusu aplikanta

Status	Liczba reakcji pozytywnych/liczba aplikacji	Stopa zwrotu (%)
Cudzoziemka	4/25	0,16 (16%)
Polka	9/25	0,36 (36%)

Warszawa, Lublin, Białystok – pomiar właściwy

Pełne badanie techniką testu dyskryminacyjnego, mające na celu weryfikację hipotez dotyczących zjawiska nierównego traktowania uchodźców na rynku najmu mieszkań, przeprowadzono w obrębie wszystkich warunków eksperymentalnych na przełomie stycznia i lutego 2013 roku. Rozkład częstości reakcji pozytywnych i negatywnych w obrębie każdego z obszarów dyskryminacji ze względu na status w Polsce przedstawiono w tabelach 2–4 (liczebności) i na wykresach 1–3 (odsetki). Na wykresach tych „Nie” oznacza negatywną reakcję wynajmującego, „Tak” – reakcję pozytywną, a „Nie dotyczy” – sytuacje, w których osoba nie miała już możliwości zadać danego pytania, ponieważ spotkała się z reakcją negatywną na wcześniejszym etapie.

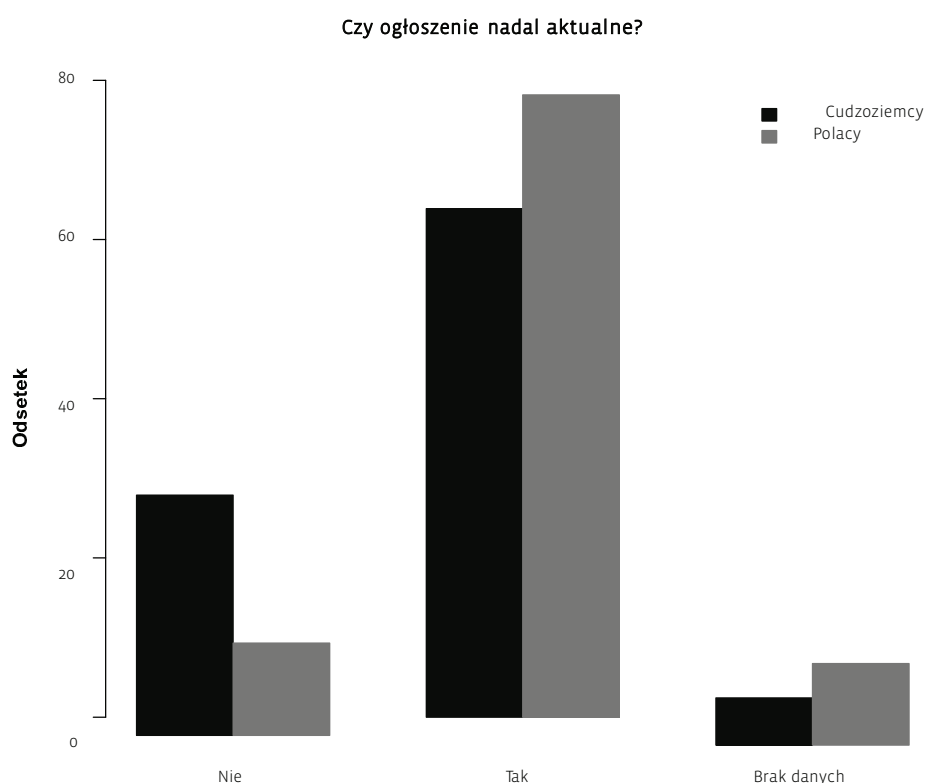
Jeśli chodzi o wymiar pierwszy (zaspokojenie potrzeb mieszkaniowych), mierzony za pomocą odpowiedzi na pytanie o to, czy oferta jest nadal aktual-

na, to zdecydowanie rzadziej odpowiedź negatywną słyszeli testerzy polscy niż testerzy uchodźczy.

Tabela 2. Rozkład częstości reakcji pozytywnych i negatywnych na pytanie o aktualność ogłoszenia

	Cudzoziemcy	Polacy
Ogłoszenie już nieaktualne	112	43
Ogłoszenie nadal aktualne	237	290
Brak danych	22	38
Razem	371	371

Wykres 1. Odsetek reakcji w wymiarze pierwszym

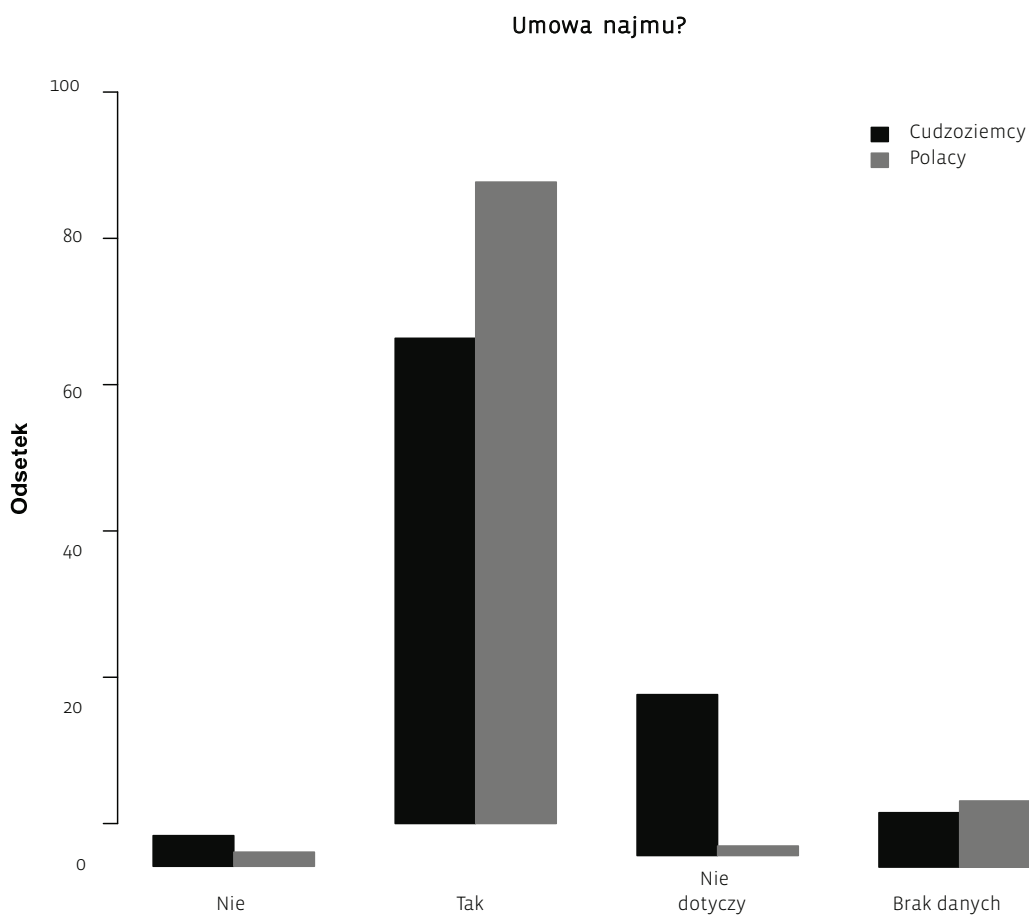


Jeśli chodzi o wymiar drugi (ochrona prawna), mierzony tylko w tych wypadkach, gdy ogłoszenie było nadal aktualne, za pomocą odpowiedzi na pytanie o to, czy istnieje możliwość podpisania umowy, to ponownie testerzy polscy spotykali się częściej z odpowiedzią pozytywną.

Tabela 3. Rozkład częstości reakcji pozytywnych i negatywnych na pytanie o umowę najmu

	Cudzoziemcy	Polacy
Reakcja negatywna	13	6
Reakcja pozytywna	205	271
Nie zadano pytania, ponieważ tester został poinformowany, że oferta jest już nieaktualna	68	4
Brak danych	85	90
Razem	371	371

Wykres 2. Odsetek reakcji w wymiarze drugim

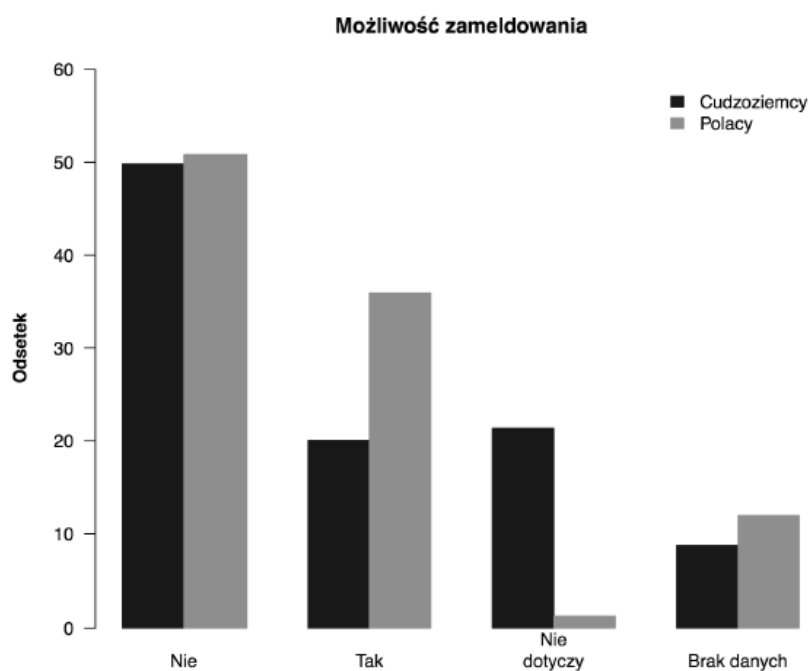


W wypadku pytania o zameldowanie rozkład odpowiedzi ilustruje ogólną niechęć wynajmujących do meldowania. Nawet jednak w tym wymiarze można zauważyć nierówne traktowanie – testerzy cudzoziemscy rzadziej spotykali się z reakcją pozytywną niż testerzy Polacy.

Tabela 4. Rozkład częstości reakcji pozytywnych i negatywnych na pytanie o możliwość zameldowania

	Cudzoziemcy	Polacy
Reakcja negatywna	154	157
Reakcja pozytywna	62	111
Nie zadano pytania, ponieważ tester został poinformowany, że oferta jest już nieaktualna	66	4
Brak danych	89	99
Razem	371	371

Wykres 3. Odsetek reakcji w wymiarze trzecim



### Analiza i interpretacja wyników

Podstawowa hipoteza dotyczyła istnienia zjawiska nierównego traktowania Polaków i uchodźców przez wynajmujących mieszkania we wszystkich wyróżnionych przez nas wymiarach. Przedstawione wyżej rozkłady liczebno-

ści wskazują na istnienie asymetrii w każdym z nich, aby jednak określić, czy zaobserwowany rezultat ma charakter systematyczny czy przypadkowy i jaka dokładnie jest jego wartość, niezbędne jest przeprowadzenie odpowiednich testów statystycznych. W tym celu obliczyliśmy wartość dyskryminacji netto w każdym z wymiarów, a następnie użyliśmy testu t (rozkładu prawdopodobieństwa) do sprawdzenia, czy wartość ta pokazuje statystycznie istotną różnicę w traktowaniu osób należących do grupy większościowej i mniejszościowej (wynik jest statystycznie istotny, jeśli wartość  $p < 0,05$ ). Wyniki tej analizy przedstawiono w tabeli 5.

Tabela 5. Wartość wskaźników dyskryminacji netto i poziom istotności zaobserwowanych różnic w traktowaniu Polaków i uchodźców bez względu na warunek eksperymentalny

	Dyskryminacja netto	Istotność
Ogłoszenie	0,222	0,000
Umowa	0,026	0,057
Zameldowanie	0,292	0,000

Zamieszczone w tabeli 5 wartości oznaczają, że dyskryminacja netto uchodźców w pierwszym wymiarze wynosi 22%, czyli w ponad jednej piątej sytuacji cudzoziemiec jest traktowany gorzej niż Polak – i ta różnica w traktowaniu jest statystycznie istotna. Asymetria w wymiarze drugim (zoperacjonalizowanym jako odpowiedź na pytanie o możliwość podpisania umowy najmu) nie ma charakteru statystycznie istotnego, innymi słowy, nie można jej zinterpretować jako systematycznej preferencji wynajmujących do zawierania kontraktów pisemnych z przedstawicielami którejkolwiek z grup. W trzecim wymiarze (możliwość zameldowania) wartość wskaźnika dyskryminacji netto jest najwyższa – w blisko 30% sytuacji cudzoziemiec został potraktowany gorzej – i jest to również różnica statystycznie istotna (nieprzypadkowa). W wypadku obliczania wartości wskaźników dyskryminacji netto w wymiarze drugim i trzecim uwzględniliśmy jedynie te pary, w których obaj testerzy (obie testerki) zostali wcześniej poinformowani, że ogłoszenie jest nadal aktualne.

Kolejne postawione przez nas hipotezy dotyczyły kwestii płci i efektu interakcji między płcią a krajem pochodzenia uchodźcy. Aby oszacować, czy przewidywane przez nas różnice występują i mają charakter systematyczny, przeprowadziliśmy analizę analogiczną do opisanej wyżej oraz dodatkowo analizę regresji logistycznej. Zaczniemy najpierw od przeanalizowania wskaźników dyskryminacji netto w parach kobiecych i parach męskich (tabela 6).

Tabela 6. Wartość wskaźników dyskryminacji netto i poziom istotności zaobserwowanych różnic w traktowaniu Polaków i uchodźców ze względu na płeć

	Kobiety	Mężczyźni	Różnica	Istotność
Ogłoszenie	0,134	0,282	0,147	0,005
Umowa	0,000	0,048	0,048	0,058
Zameldowanie	0,257	0,315	0,058	0,611

Przedstawione w tabeli 6 wyniki pokazują, że w wymiarze pierwszym, w wypadku kobiet, wynajmujący – mając do wyboru kobietę Polkę i kobietę uchodźczynię – traktują Polkę lepiej w 13% sytuacji, z kolei mając do wyboru mężczyznę Polaka i mężczyznę uchodźcę, preferują Polaka w 28% sytuacji. Różnica w preferencjach w obrębie par homogenicznych ze względu na płeć jest statystycznie istotna, czyli w obrębie par kobiecych wynajmujący nie mają tak silnych preferencji jak w wypadku par męskich, co sugeruje istnienie efektu interakcji między płcią a narodowością poszukujących mieszkanie (o czym szerzej będzie mowa niżej). W obrębie wymiaru drugiego różnica w traktowaniu Polaków i uchodźców była nieistotna statystycznie, nie wystąpiły także różnice w preferencjach dotyczących zawierania umów, jeśli chodzi o płeć. Podobnie statystycznie nieistotna jest różnica w traktowaniu uchodźców w parach kobiecych i męskich w kwestii zameldowania, choć – co było wcześniej zasygnalizowane – niechęć do zameldowania uchodźców (kobiet i mężczyzn) w porównaniu z chęcią do zameldowania Polaków (kobiet i mężczyzn) jest wysoka.

Analiza regresji logistycznej pokazuje jednak nieco bardziej skomplikowany obraz sytuacji.

Regresja logistyczna jest narzędziem umożliwiającym modelowanie zależności (w sensie zależności statystycznej, nie substancywnej) dychotomicznej zmiennej zależnej (czyli „wyjaśnianej”) od zmiennych niezależnych (czyli „wyjaśniających”), które mogą mieć charakter ciągły („ilościowy”) lub kategoryalny („ja-kościowy”). Wartości zmiennej zależnej są zwykle wypadkową jednoczesnego oddziaływania różnych zmiennych niezależnych. Na przykład na decyzję właściciela o wynajęciu mieszkania danej osobie składają się różne charakterystyki tej osoby: jej narodowość, płeć, stan cywilny. Jeśli właściciel mieszkania odmawia wynajmu osobie A, która jest samotną Czeczenką, ale wynajmuje swoje mieszkanie osobie B, która jest żonatym Polakiem, nie potrafimy jednoznacznie ocenić, która z cech różniących obie osoby przyczyniła się do takiej, a nie innej decyzji właściciela mieszkania: To, że B jest żonaty, A zaś jest samotna? To, że B jest mężczyzną, A zaś jest kobietą? To, że B jest z Polski, A zaś pochodzi z Czeczenii? A może jakaś określona konfiguracja tych cech? Na przykład to, że B jest żonatym mężczyzną – żadna z tych cech z osobna nie „pomogła by” B w uzyskaniu pozytywnej decyzji właściciela. Regresja logistyczna pozwala



---

uporać się z takimi pytaniami, umożliwia bowiem, mówiąc inaczej, oszacować siłę oddziaływania danej zmiennej przy kontroli (a więc w pewnym sensie przy „wyłączeniu wpływu”) pozostałych zmiennych. Oczywiście regresja logistyczna nie jest narzędziem analizy pojedynczej decyzji, w sytuacji jednak, kiedy dysponujemy dostatecznie dużym zbiorem obserwacji, możemy posłużyć się regresją logistyczną w celu ustalenia, która z cech (zmiennych niezależnych) „sprzyja” decyzji pozytywnej – przy wyłączeniu wpływu innych cech. To „sprzyjanie” opisuje się w terminach „szans” (odds). Jakkolwiek w języku potocznym „szansa” i „prawdopodobieństwo” mają zbliżone znaczenia, w statystyce każde z nich rozumie się inaczej. Szansa jest stosunkiem dwóch prawdopodobieństw: prawdopodobieństwa, że określone zdarzenie wystąpi, i prawdopodobieństwa, że nie wystąpi. Prawdopodobieństwo z definicji mieści się w przedziale od 0 do 1, ale szanse nie mają górnej granicy: mogą przyjmować dowolnie wielkie – choć tylko nieujemne – wartości. Jeśli na przykład „zdarzeniem”, którego wystąpienie nas interesuje, jest pozytywna decyzja właściciela mieszkania, to stwierdzenie, że „szansa pozytywnej decyzji właściciela” wynosi 2, oznacza, że decyzja pozytywna jest dwa razy bardziej prawdopodobna niż decyzja odmowna. Jeśli szanse kobiet i mężczyzn na pozytywną decyzję są identyczne, oznacza to, że decyzja właściciela nie zależy od płci kandydata. Wartości współczynników zamieszczonych w tabelach 7, 9 i 10 zdają sprawę z siły zależności między wartością danej cechy a szansą na pozytywną odpowiedź właściciela (mówiąc dokładniej – między wartością tej cechy a logarytmem naturalnym szansy, ale ten szczegół możemy chwilowo zignorować). Jeśli wartość współczynnika stojącego przy danej cenie (zmiennej) jest dodatnia, oznacza to, że cecha ta sprzyja pozytywnej odpowiedzi właściciela. Na przykład wartość współczynnika przy zmiennej „płeć” w tabeli 9 jest dodatnia, z czego wynika, że bycie mężczyzną sprzyja pozytywnej odpowiedzi właściciela w tym znaczeniu, że szansa na pozytywną odpowiedź jest w wypadku mężczyzn większa niż wśród kobiet o tej samej narodowości. Analogicznie, jeśli oszacowanie wartości współczynnika stojącego przy danej zmiennej jest ujemne, oznacza to, że dana cecha zmniejsza szansę na pozytywną odpowiedź. Na przykład w tabeli 9 wartość współczynnika stojącego przy zmiennej „identyfikującej” narodowość czeczeńską jest ujemna, z czego wynika, że bycie Czeczenem nie sprzyja pozytywnej odpowiedzi właściciela mieszkania, w tym znaczeniu, że szansa na uzyskanie pozytywnej odpowiedzi jest w wypadku osób narodowości czeczeńskiej mniejsza niż w wypadku osób narodowości polskiej o tej samej płci. Jeśli oszacowanie wartości stojącej przy danej cenie jest równe 0 lub nie jest statystycznie istotnie różne od 0 (to znaczy gdy wartość w pierwszej kolumnie po prawej stronie jest większa od 0,05), nie mamy powodów, aby uważać, że szansa na pozytywną odpowiedź jest zależna od tej cechy.

W skonstruowanym przez nas modelu zmienną zależną była odpowiedź wynajmującego mieszkanie na pytanie o to, czy ogłoszenie jest nadal aktualne. Podstawową zmienną niezależną użytą do skonstruowania modelu bazowego była narodowość pytającego, przyjmująca trzy wartości: narodowość polska,

narodowość czeczeńską, narodowość białoruską, które przekształciliśmy w kategorie typu „dummy”<sup>7</sup>. Kategorią odniesienia dla modelu bazowego była narodowość polska (wyniki modelu bazowego przedstawiamy przy omawianiu wpływu pochodzenia narodowo-etnicznego dzwoniącego na szansę wynajmu mieszkania). Aby oszacować efekt płci, do modelu musieliśmy jednak dodać jeszcze jedną zmienną typu „dummy”, czyli płeć, która przyjmowała wartość 1, gdy dzwoniący był mężczyzną, i 0, gdy był kobietą, a kategorią odniesienia były kobiety narodowości polskiej. Wyniki analizy modelu regresji logistycznej z uwzględnieniem płci (czyli w obrębie par tej samej narodowości, ale różnej płci) przedstawia tabela 7.

Tabela 7. Oszacowanie parametrów modelu regresji z uwzględnieniem płci

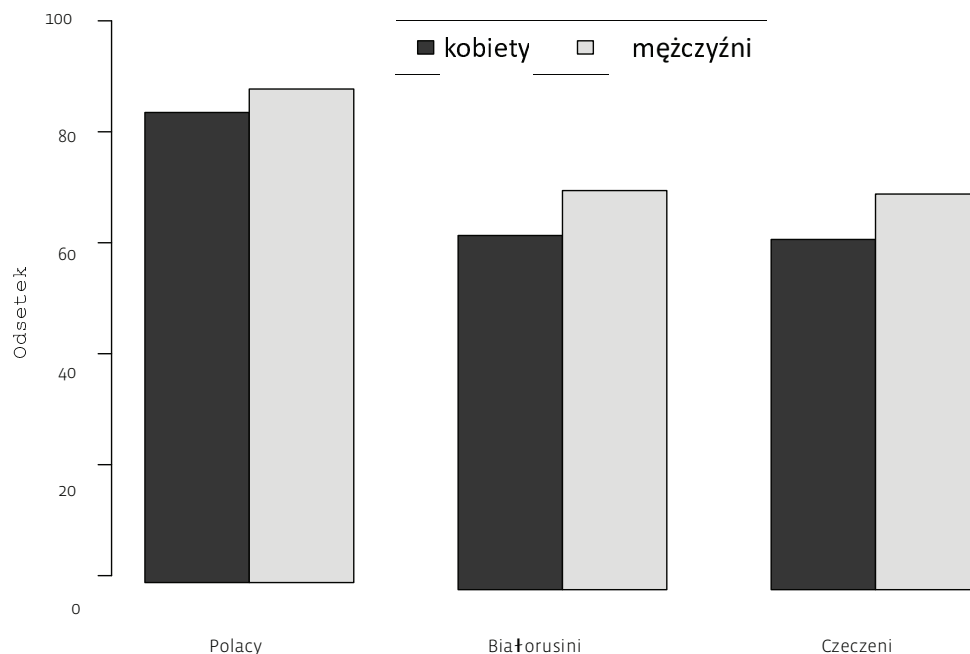
	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka z	Istotność
Kategoria odniesienia	1,712	0,19	9,09	0,00
Narodowość białoruska	-1,145	0,23	-4,93	0,00
Narodowość czeczeńska	-1,175	0,23	-5,11	0,00
Płeć – mężczyzna	0,372	0,19	1,97	–

Jak widać, współczynnik stojący przy zmiennej „identyfikującej” mężczyzn jest dodatni i wynosi 0,372. Oznacza to, że mężczyźni częściej niż kobiety o tej samej narodowości otrzymują odpowiedź twierdzącą. Szansa mężczyzny na otrzymanie odpowiedzi pozytywnej stanowi 145,1% analogicznej szansy kobiety o tym samym pochodzeniu, jest więc o 45,1% większa niż analogiczna szansa dla kobiety o tych samych charakterystykach (pochodzeniu narodowo-etnicznym). Różnica ta jest statystycznie istotna na poziomie  $p < 0,05$ . Proporcja mężczyzn o polskim pochodzeniu, którzy otrzymali odpowiedź twierdzącą na pytanie o to, czy ogłoszenie jest nadal aktualne, wynosi 0,889. Proporcja mężczyzn o pochodzeniu białoruskim, którzy otrzymali taką odpowiedź, jest równa 0,719. Analogiczne częstości odpowiedzi twierdzących można wyznaczyć dla każdej kombinacji kategorii narodowości i płci. Na wykresie 4 częstości te przedstawiono za pomocą słupków różnej wysokości. Jak widać, proporcje wyznaczone dla mężczyzn są wyższe niż dla kobiet, co ilustruje omówiony wcześniej wynik dotyczący wpływu płci dzwoniącego (dzwoniącej) na prawdopodobieństwo uzyskania odpowiedzi pozytywnej na pytanie o aktualność ogłoszenia. Innymi słowy, gdyby do wynajmujących dzwoniły pary kobiet i męż-

<sup>7</sup> Czyli zmienne zero-jedynkowe, przyjmujące wartość 1, gdy pytający (pytająca) jest narodowości białoruskiej, i 0 w pozostałych wypadkach, z kolei druga z tych zmiennych przyjmuje wartość 1, gdy pytający (pytająca) jest narodowości czeczeńskiej, i 0 w pozostałych wypadkach.

czyż o tej samej narodowości (polskiej lub niepolskiej), to mężczyźni byłiby w tych parach preferowani.

Wykres 4. Oszacowanie efektów narodowości i płci w modelu regresji logi-stycznej



Obraz sytuacji robi się jednak jeszcze bardziej złożony, jeśli przyjrzymy się efektowi interakcji między płcią dzwoniącego a jego pochodzeniem narodowo-etnicznym (innymi słowy, jeśli spróbujemy określić, do jakiego stopnia „czecheńskość” i „białoruskość” jest wzmacniana lub osłabiana przez płć dzwoniącego). Zanim jednak przedstawimy wyniki analizy modelu regresji dla efektu interakcji między płcią dzwoniącego a jego narodowością, spójrzmy jeszcze na sam efekt narodowości (tabela 8).

Tabela 8. Wartość wskaźników dyskryminacji netto i poziom istotności zaobserwowanych różnic w traktowaniu Polaków i uchodźców ze względu na narodowość

	Białorusini	Czecheni	Różnica	Istotność
Ogłoszenie	0,194	0,247	0,053	0,317
Umowa	0,021	0,031	0,010	0,720
Zameldowanie	0,317	0,271	0,046	0,685

Zamieszczone w tabeli 8 wyniki pokazują, że w wymiarze pierwszym i trzecim (aktualność ogłoszenia i możliwość zameldowania) dyskryminacja uchodźców z Białorusi i Czeczenii wynosi między 19% a 30%, czyli są oni systematycznie gorzej traktowani niż Polacy, ale różnica w traktowaniu Białorusinów i Czeczenów (we wszystkich wymiarach) jest statystycznie nieistotna. Mówiąc inaczej, *ceteris paribus*, wynajmujący są tak samo bardzo niechętni uchodźcom bez względu na to, czy są oni z Białorusi, czy z Czeczenii. Bardziej precyzyjne oszacowania efektu narodowości dostarcza analiza regresji modelu bazowego (omówionego wcześniej).

Tabela 9. Oszacowanie parametrów modelu regresji z uwzględnieniem narodowości (model bazowy)

	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka z	Istotność
Kategoria odniesienia	1,909	0,16	11,68	0,00
Narodowość białoruska	-1,162	0,23	-5,03	0,00
Narodowość czeczeńska	-1,156	0,23	-5,04	0,00

Jak widać, oszacowanie wyrazu wolnego dla kategorii odniesienia (osoby narodowości polskiej) wynosi 1,909. Oznacza to zatem, że szansa pytającego narodowości polskiej na to, że otrzyma odpowiedź twierdzącą na pytanie o aktualność ogłoszenia, wynosi 6,744, czyli w wypadku osób o polskiej narodowości prawdopodobieństwo uzyskania odpowiedzi pozytywnej jest prawie siedmiokrotnie wyższe od prawdopodobieństwa uzyskania odpowiedzi negatywnej. Mówiąc nieco dokładniej, na każde 77 telefonów dzwoniący o polskim pochodzeniu przeciętnie 67 razy uzyskują odpowiedź twierdzącą i 10 razy odpowiedź przeczącą. Proporcja dzwoniących o polskiej narodowości, którzy otrzymują odpowiedź pozytywną, wynosi zatem 0,871. Na podstawie oszacowań dla pozostałych dwóch narodowości możemy obliczyć, że analogiczna proporcja wśród Białorusinów i Białorusinek wynosi 0,678, a wśród Czeczenów i Czeczenek – 0,68. Mówiąc inaczej, Białorusini mają 31,3% analogicznej szansy dla pytających o polskim pochodzeniu (czyli o 68,7% mniejszą szansę wynająć mieszkanie niż Polacy), z kolei Czeczeni – 31,5% (czyli o 68,5% mniejszą szansę wynająć mieszkanie niż Polacy).

Pochodzenie narodowo-etniczne nie ma jednak identycznego znaczenia dla kobiet i dla mężczyzn. Kolejny model regresji, który skonstruowaliśmy, uwzględnił łączny efekt płci i pochodzenia. Kategorią odniesienia (tak jak w wypadku modelu szacującego sam efekt płci) są kobiety narodowości polskiej (tabela 10).

Tabela 10. Oszacowanie parametrów modelu regresji z uwzględnieniem efektu interakcji między narodowością i płcią

	Współczynnik	Błąd standardowy	Statystyka z	Istotność
Kategoria odniesienia	1,352	0,20	6,60	0,00
Narodowość białoruska	-0,779	0,30	-2,56	0,01
Narodowość czeczeńska	-0,327	0,34	-0,97	0,33
Płeć – mężczyzna	1,242	0,35	3,52	0,00
Narodowość białoruska * płeć M	-0,882	0,48	-1,83	0,07
Narodowość czeczeńska * płeć M	-1,686	0,49	-3,46	0,00

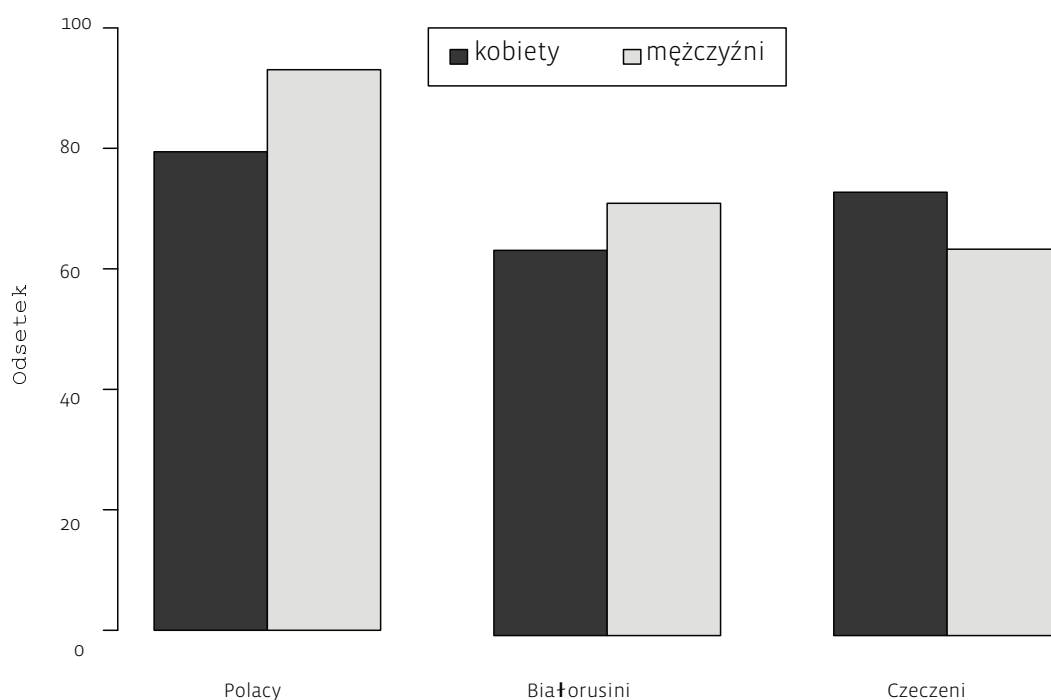
Kiedy uważnie przyjrzymy się wynikom zamieszczonym w tabeli 10 – zacznijmy od dwóch ostatnich wierszy – zobaczymy, że współczynniki znajdujące się przy zmiennych identyfikujących mężczyzn o narodowości białoruskiej i czeczeńskiej mają wartość ujemną, ale dla mężczyzn z Czeczeni wartość ta jest wyższa w sensie absolutnym niż dla mężczyzn z Białorusi. Oznacza to, że w wypadku mężczyzn Białorusinów i Czeczenów ich narodowość osłabia „korzyść” z bycia mężczyzną, szczególnie silnie jednak osłabia tę „korzyść” w wypadku Czeczenów. Jeśli przekształcimy podane wartości w prawdopodobieństwa, na podstawie których możemy obliczyć proporcje osób, które usłyszą odpowiedź twierdzącą w danej grupie, to wyjdzie nam, że proporcja mężczyzn z Białorusi, którzy otrzymają odpowiedź pozytywną na pytanie o to, czy ogłoszenie jest nadal aktualne, wynosi 0,717, natomiast analogiczna proporcja dla mężczyzn z Czeczenii wynosi tylko 0,641. Efekt interakcji między płcią a narodowością – jak wynika z tabeli 10 – jest w wypadku mężczyzn Czeczenów statystycznie istotny. Innymi słowy, „atut” bycia mężczyzną w wypadku Czeczenów jest szczególnie osłabiony przez ich pochodzenie etniczne, takie osłabienie jest jednak słabsze w wypadku Białorusinów. Mówiąc jeszcze inaczej, w wypadku czeczeńskich mężczyzn nie ich „czeczeńskość” czy „męskość” decyduje o decyzji wynajmujących, ale fakt bycia „czeczeńskim mężczyzną”.

Na wykresie 5 proporcje wyliczone dla wszystkich grup przedstawiono za pomocą słupków różnej wysokości. Jak widać, proporcje wyznaczone dla mężczyzn Polaków są najwyższe, proporcje kobiet Polek, kobiet Czeczenek i mężczyzn Białorusinów, którzy znajdują mieszkania, są mniej więcej takie same, lecz niższe niż mężczyzn Polaków, z kolei proporcje kobiet Białorusinek i mężczyzn Czeczenów, którzy znajdują mieszkanie, są najniższe. Ilustruje to omówiony wcześniej wynik dotyczący efektu interakcji między płcią dzwoniącego (dzwoniącej) a jego (jej) pochodzeniem etnicznym na prawdopodobieństwo uzyskania odpowiedzi pozytywnej na pytanie o aktualność ogłoszenia. Innymi słowy,

---

najbardziej preferowani jako lokatorzy są mężczyźni Polacy (i dlatego, że są Polakami, i dlatego, że są mężczyznami), potem Polki, Czechenki i Białorusini, a najmniej Białorusinki (które „cierpią” i ze względu na bycie kobietą, i ze względu na bycie Białorusinką) i mężczyźni z Czeczenii.

Wykres 5. Oszacowanie efektu interakcji między narodowością i płcią w modelu regresji logistycznej



Na koniec przyjrzymy się jeszcze analizie efektu statusu rodzinnego na preferencje wynajmujących lokale. W tabeli 11 przedstawiono wyniki dotyczące dyskryminacji netto rodzin uchodźczych i uchodźców samotnych (singli). Wartości wskaźnika dyskryminacji netto, a także poziom istotności różnic między dyskryminacją rodzin i singli cudzoziemskich, wskazują, że nierówne traktowanie uchodźców nie ma związku z ich statusem rodzinnym. Niezależnie od tego, czy mają oni rodzinę, czy też nie mają rodziny (przy czym w trakcie testu szukano mieszkania dla rodzin z dwójką dzieci), niechęć wynajmujących do cudzoziemców jest na tym samym poziomie.

Tabela 11. Wartość wskaźników dyskryminacji netto i poziom istotności zaobserwowanych różnic w traktowaniu Polaków i uchodźców ze względu na status rodzinny

	Rodzina	Singiel	Różnica	Istotność
Ogłoszenie	0,219	0,224	0,005	0,918
Umowa	0,042	0,010	0,032	0,246
Zameldowanie	0,333	0,250	0,083	0,459

Przeprowadzone analizy statystyczne wskazują jednak, że choć nie ma efektu interakcji między pochodzeniem etnicznym a statusem rodzinnym poszukujących mieszkania (wyniki dostępne na życzenie), to sytuacja rodzinna pytającego ma związek z szansą uzyskania pozytywnej odpowiedzi na pytanie o aktualność ogłoszenia. Związek ten jest pozytywny i statystycznie istotny, z czego wynika, że bycie „singlem” sprzyja uzyskaniu pozytywnej odpowiedzi. Co więcej, oddziaływanie sytuacji rodzinnej zależy od płci pytającego – w przypadku dwóch kobiet o tej samej narodowości, które różnią się sytuacją rodzinną, szansa na uzyskanie odpowiedzi pozytywnej na pytanie o aktualność ogłoszenia jest 2,69 razy większa w przypadku tej z nich, która jest singielką. Natomiast w przypadku dwóch mężczyzn o tej samej narodowości, którzy różnią się sytuacją rodzinną, szansa na uzyskanie pozytywnej odpowiedzi na pytanie o aktualność ogłoszenia jest 0,511 razy mniejsza w przypadku tego z nich, który jest singlem.

## Podsumowanie i dyskusja

Przeprowadzone przez badaczy Instytutu Spraw Publicznych badanie dyskryminacji uchodźców przez wynajmujących mieszkania na wolnym rynku pokazało, że:

- o dyskryminacja uchodźców istnieje i ma charakter systematyczny – jeśli wynajmujący mieszkanie ma do wyboru najemcę Polaka (Polkę) i najemcę uchodźcę (uchodźczynię), to mimo braku różnic między nimi, jeśli chodzi o charakterystyki związane z naturą transakcji (możliwości finansowe, deklarowana długość najmu, deklarowana liczba osób przebywających w lokalu), w co najmniej 22% sytuacji wybierze Polaka,
- o kobiety mają mniejsze szanse na znalezienie mieszkania niż mężczyźni – jeśli wynajmujący ma wybór między osobami tej samej narodowości, ale różnej płci, to spośród tej pary osób wybierze mężczyznę (przy innych czynnikach niezmiennych),

- 
- o kobiety uchodźczynie są traktowane gorzej niż kobiety Polki, ale w wypadku wyboru między kobietą Polką a nie-Polką, preferencja dla Polek nie jest tak silna jak preferencja dla najmujących Polaków w parze z nie-Polakiem. Mówiąc inaczej, jeśli do wynajmującego zgłasza się Polka i uchodźczynie, właściciel wybierze Polkę tylko w 13% sytuacji, gdy jednak zgłosi się Polak i uchodźca, wówczas właściciel wybierze Polaka w 28% wypadków,
  - o płeć działa inaczej w zależności od narodowości – bycie czeczeńskim mężczyzną zdecydowanie zmniejsza szansę na znalezienie mieszkania, bycie białoruskim mężczyzną również to prawdopodobieństwo zmniejsza, ale w tym wypadku cały czas silniejszy jest efekt bycia mężczyzną, niż bycia niepolskim mężczyzną,
  - o status rodzinny uchodźców nie wpływa na ich szanse na znalezienie mieszkania,
  - o biorąc pod uwagę wszystkie uwzględnione cechy (narodowość, płeć i bycie kobietą lub mężczyzną danej narodowości), porządek preferencji wynajmujących wygląda następująco: Polak > Polka, Czeczenka, Białorusin > Białorusinka, Czeczen.

Choć – jak wspomniano na początku artykułu – przeprowadzone badanie miało charakter eksploracyjny, a sformułowane hipotezy nie zostały wywiezione z konkretnego modelu teoretycznego, można je osadzić w kontekście teorii dyskryminacji statystycznej<sup>8</sup> oraz teorii stanów oczekiwań<sup>9</sup>. Te pierwsze wyjaśniają dyskryminację jako efekt oddziaływania dwóch czynników – stereotypowych przekonań na temat cech danej grupy oraz specyfiki sytuacji najmu. W takiej sytuacji, gdy ilość informacji o partnerze transakcji jest ograniczona, przynależność do danej grupy stanowi bowiem podstawę wnioskowania o możliwościach realizacji zobowiązań podejmowanych w ramach danej umowy przez jej partnerów. Migranci w ogóle, a migranci przymusowi w szczególności, postrzegani są jako grupa o mniejszych zdolnościach zarobkowych niż przedstawiciele społeczności lokalnej. Co za tym idzie, są oni postrzegani jako grupa, której szanse na utrzymanie mieszkania są mniejsze niż rodzimych najmujących. Co więcej, osoby posiadające na utrzymaniu rodziny są postrzegane jako mające przeciętnie mniejsze dochody na osobę i utrudnione możliwości zarobkowe w porównaniu do osób niemających dzieci, a kobiety niższe dochody niż mężczyźni. Teorie dyskryminacji statystycznej wyjaśniają zatem prefe-

---

<sup>8</sup> Por. Phelps, E.d S. The statistical theory of racism and sexism. „American Economic Review”, 1972, t. 62, s. 659-61; Arrow, K. J. What has Economics to Say About Racial Discrimination?, „Journal of Economic Perspectives”, 1998, t. 12(2), s. 92-100.

<sup>9</sup> Berger J., Webster M., „Expectations, status, and behavior”, [w:] Contemporary Social Psychological Theories, red. P.J. Burke, Stanford University Press, Stanford, CA, 2006.



---

rencje wynajmujących w odniesieniu do relacji między Polakami a uchodźcami, kobietami a mężczyznami, rodzinami a osobami bez dzieci. Teorie stanów oczekiwań dostarczają z kolei wyjaśnienia dla pozostałych obserwacji. Teorie te zakładają, że wynajmujący, kiedy formułują oczekiwania co do możliwości czy zdolności istotnych dla zawarcia transakcji, łączą wszystkie informacje (czyli takie, które różnicują osoby lub takie, które są bezpośrednio powiązane z zawarciem transakcji), zgodnie z zasadą tworzenia podzespołów (principle of organized subsets)<sup>10</sup>. Oznacza to, że wszelkie informacje na temat możliwości najmujących związane z pozytywnymi stereotypami (a dokładnie z cechami, które takie pozytywne stereotypy aktywują) zostają połączone w celu ustalenia wartości pozytywnych oczekiwań, a informacje uaktywniające negatywne stereotypy zostają połączone w celu ustalenia wartości negatywnych oczekiwań. W obrębie podzespołów każda kolejna informacja ma coraz mniejszy wpływ na krańcowy przyrost wartości oczekiwań. Zagregowane oczekiwania danej osoby wobec innej osoby są sumą wartości oczekiwań pozytywnych i negatywnych. Im więc silniejsza przewaga pod względem oczekiwań (lub im bardziej niekorzystne położenie), tym silniejsze zróżnicowanie zachowań. Zatem w sytuacji, gdy wynajmujący ma do czynienia z dwoma kobietami, z których jedna jest Polką a druga uchodźczynią, samo bycie kobietą stanowi informację negatywną, stąd dodanie kolejnej negatywnej informacji o niepolskim pochodzeniu nie zmienia w szczególny sposób preferencji właścicieli mieszkań. Podobnie jest w wypadku, gdy do informacji o posiadaniu rodziny dodana jest informacja o pochodzeniu osoby z rodziną. Jednak w sytuacji, gdy do pozytywnie ocenianej informacji o byciu mężczyzną dodana jest informacja o kraju pochodzenia, i tym krajem pochodzenia jest Czeczenia, z którą raczej wiążą się stereotypy negatywne, wówczas taka informacja w istotny sposób osłabia przewagę oczekiwań związaną z byciem mężczyzną.

Wyniki przeprowadzonego badania (a także badań dotyczących dyskryminacji migrantów zarobkowych)<sup>11</sup> mogą posłużyć jako podstawa do podjęcia

---

<sup>10</sup> Berger J., Norman R.Z., Balkwell J.W., Smith R.F., Status Inconsistency in Task Situations: A Test of Four Status Processing Principles, „American Sociological Review”, 1992, t. 57, s. 843–855.

<sup>11</sup> Por. Wysieńska, K., Piłat, A. (współpraca). Mieszkanie nie do wynajęcia. Dyskryminacja ze względu na pochodzenie narodowo-etniczne na rynku mieszkaniowym – wyniki testu dyskryminacyjnego. Fundacja Instytut Spraw Publicznych. Warszawa 2014; Wysieńska K., Dyskryminacja ze względu na pochodzenie etniczne i kolor skóry na rynku mieszkaniowym – przegląd wyników testów dyskryminacyjnych na świecie, w Europie i w Polsce, Fundacja Instytut Spraw Publicznych, Warszawa 2014. Testy dyskryminacyjne opisane w cytowanych publikacjach, a dotyczące nierównego traktowania migrantów z Nigerii, Wietnamu i Ukrainy, wykazały, że najbardziej skrajna forma dyskryminacji w dostępie do mieszkań wśród tych grup ma miejsce, choć nie jest wysoka (wskaźnik dyskryminacji netto wyniósł 7%). Co więcej, taka forma dyskryminacji nie dotyka imi-

---

działań z zakresu przeciwdziałania dyskryminacji w dostępie do mieszkań migrantów przymusowych i zarobkowych. Dostarczają one bowiem konkretnych wskazówek dotyczących tego, (1) w jaki sposób cudzoziemcy powinni poszukiwać mieszkania (jakie informacje podkreślać w rozmowie z wynajmującymi, a jakich unikać), (2) które grupy powinny być objęte szczególnym wsparciem w procesie ewentualnego dochodzenia swoich praw do równego traktowania gwarantowanych chociażby w tzw. ustawie antydyskryminacyjnej, a także (3) jakiej wiedzy brakuje wynajmującym (chociażby o regulacjach dotyczących kwestii zameldowania na pobyt czasowy), co niejednokrotnie stanowi podstawę ich decyzji w odniesieniu do obcokrajowców. Co jednak ważniejsze, podjęcie działań antydyskryminacyjnych może dać najbardziej wymierne rezultaty w zakresie poprawy sytuacji mieszkaniowej uchodźców w krótkim okresie. Mówiąc dokładniej, nawet jeśli spośród trzech opisanych na początku czynników najistotniejszym z punktu widzenia dostępu do mieszkań jest sytuacja ekonomiczna migrantów przymusowych, to jest to również najtrudniejsza kwestia do rozwiązania za pomocą dostępnych instrumentów polityk społecznych (podobnie zresztą jak brak tanich mieszkań do wynajęcia). Z kolei zjawisko dyskryminacji – nawet jeśli ma miejsce tylko w nieco ponad 20% sytuacji, w których uchodźcy mający środki na wynajem próbują znaleźć mieszkanie – może zostać zredukowane przy pomocy relatywnie niskich nakładów oraz za pomocą już wypracowanych i sprawdzonych pod względem efektywności narzędzi.

---

grantów i imigrantek z Ukrainy, co wskazuje, że ma ona głównie podłoże dyskryminacji na tle etnicznym.

---

Publikacja powstała w ramach wspólnego projektu Stowarzyszenia Interwencji Prawnej i Instytutu Spraw Publicznych pt. „Badanie zagrożeń w integracji migrantów przymusowych w Polsce” współfinansowanego ze środków Europejskiego Funduszu na rzecz Uchodźców oraz Budżetu Państwa. Za treść publikacji odpowiada Instytut Spraw Publicznych, poglądy w niej wyrażone nie odzwierciedlają w żadnym razie oficjalnego stanowiska Unii Europejskiej

