

# Homofobia w warunkach zagrożenia męskości

Jakub Jędrusiak\*

Julia Kotas<sup>†</sup>

Michał Małyszczek<sup>‡</sup>

Michalina Wawrzyniak<sup>§</sup>

## 1. Abstrakt

Słowa kluczowe:

---

\*315695

†316599

‡310255

§317046

## 2. Wprowadzenie

## 3. Problematyka badania

Celem badania było...

## 4. Zmienne

### **Zmienne niezależne:**

1. Homofobia wobec gejów;
2. Homofobia wobec lesbijek.

### **Zmienne zależne:**

1. Zagrożenie męskości (grupa kontrolna i eksperymentalna);
2. Normatywna męskość.

## 5. Hipoteza

Mężczyźni o wysokiej normatywnej męskości w sytuacji zagrożenia męskości przejawiają większą homofobię niż mężczyźni o wysokiej normatywnej męskości w sytuacji braku zagrożenia męskości oraz mężczyźni o niskiej normatywnej męskości w sytuacji zagrożenia męskości, którzy jednocześnie przejawiają wyższy poziom homofobii niż mężczyźni o niskiej normatywnej męskości w sytuacji braku zagrożenia męskości.

## 6. Narzędzia i procedury

### 6.1. Uczestnicy

### 6.2. Narzędzia

#### 6.2.1. Kwestionariusz Normatywnej Męskości

#### 6.2.2. Pomiar homofobii

Pomiar homofobii odbywał się poprzez ocenę przez osobę badaną serii 10 zdjęć przedstawiających osoby homoseksualne (5 przedstawiało mężczyzn, a 5 kobiety). Celem ukrycia przedmiotu pomiaru przed osobą badaną, w zbiorze obrazków znajdowało się też 20 zdjęć neutralnych. Osoba badana miała za zadanie ustosunkować się do twierdzenia „Takie widoki w przestrzeni publicznej są normalne” na skali 6-stopniowej (od *Zdecydowanie się nie zgadzam* do *Zdecydowanie się zgadzam*). Osobie badanej wyświetlała się również

informacja „Przez przestrzeń publiczną, oprócz tego jak ludzie zachowują się w miejscach publicznych, rozumiemy również m.in. reklamy i billboardy”.

**6.2.2.1. Walidacja metody** Zdjęcia do pomiaru homofobii zostały dobrane z użyciem metody sędziów kompetentnych. W I badaniu walidacyjnym wzięło udział 12 sędziów kompetentnych w osobie heteroseksualnych mężczyzn. Badanie składało się z czterech pytań:

1. O neutralność zdjęć neutralnych („Czy ten obrazek jest neutralny?“);
2. O czytelność zdjęć z bodźcami homoseksualnymi („Na ile czytelne jest, że osoby na obrazku są homoseksualne?“);
3. O trafność zdjęć z bodźcami homoseksualnymi („Czy ten obrazek może znaleźć się w teście mierzącym homofobię?“);
4. Uszeregowanie pytań od najlepszego, do najgorszego („Mając na względzie cel pomiaru, uszereguj podane niżej propozycje w kolejności od najlepszej do najgorszej“).

Wszystkie spośród 20 zaproponowanych zdjęć neutralnych otrzymało średnią ocenę powyżej 4 (raczej neutralne). Z tego powodu wszystkie włączono do pomiaru.

Dla zdjęć z bodźcami homoseksualnymi policzono współczynnik trafności treściowej CVR (Lawshe, 1975). Za kryterium dobroci bodźca przyjęto wartość CVR większą niż 0,667 (Ayre & Scally, 2014). Kryterium spełniło 6 z 24 zdjęć przedstawiających homoseksualnych mężczyzn oraz 1 z 18 zdjęć przedstawiających homoseksualne kobiety. Ocena czytelności dla bodźców męskich również wskazywała na możliwość ich użycia. Spośród bodźców męskich wykluczono zdjęcie, na którym jeden z mężczyzn miał widoczny tatuaż, ponieważ mogło to aktywizować dodatkowe negatywne skojarzenia i zaburzyć pomiar.

Twierdzenie, do którego ustosunkować miała się osoba badana („Takie widoki w przestrzeni publicznej są normalne.”), zostało wybrane spośród 4 propozycji na podstawie średniej oceny ( $M = 3$ ;  $SD = 1,13$ ). Oceny przyznawano na podstawie miejsca w rankingu – propozycja uznana przez sędziego kompetentnego za najlepszą otrzymywała 4 punkty, a każda kolejne o 1 punkt mniej.

Niewielka liczba trafnych bodźców z homoseksualnymi kobietami wymusiła powtórzenie badania z większą liczbą bardziej różnorodnych propozycji. Rolę sędziów kompetentnych ponownie przyjęło 12 heteroseksualnych mężczyzn. Odpowiadali na oni na pytania analogiczne to pytań 2. i 3. z pierwszego badania (o czytelność i trafność). Wartość progową CVR = 0,667 (Ayre & Scally, 2014) przekroczyło 5 z 30 zdjęć. Ocena czytelności tych bodźców również wskazywała, że homoseksualność osób na zdjęciu jest dla sędziów kompetentnych wyraźna. W kontraście do zdjęć przedstawiających homoseksualnych mężczyzn, wszystkie bodźce kobiece ocenione przez sędziów kompetentnych jako trafne przedstawiają całujące się kobiety.

Późniejsza analiza rzetelności z użyciem danych zebranych w eksperymencie wykazała, że rzetelność mierzona współczynnikiem alfa Cronbacha dla skali homofobii wobec gejów i lesbijek wyniosła  $\alpha = 0,96$  w każdej ze skal z osobna. Odrzucenie żadnego z bodźców nie spowodowałoby wzrostu wartości współczynnika.

**Tabela 1**

*Statystyki opisowe zmiennych w grupie kontrolnej (brak zagrożenia męskości;  $N = 41$ )*

Zmienna	$M$	$SD$	$A$	$K$
Homofobia wobec gejów	11,98	6,65	1,11	0,80
Homofobia wobec lesbijek	12,41	6,76	0,91	0,11
Normatywna męskość	92,88	37,67	1,18	1,64

*Adnotacja.*  $A$  – skośność,  $K$  – kurtoza

**Tabela 2**

*Statystyki opisowe zmiennych w grupie eksperymentalnej (zagrożenie męskości;  $N = 55$ )*

Zmienna	$M$	$SD$	$A$	$K$
Homofobia wobec gejów	13,58	6,38	0,77	0,10
Homofobia wobec lesbijek	13,31	6,04	0,72	0,03
Normatywna męskość	115,15	46,26	0,48	-0,64

*Adnotacja.*  $A$  – skośność,  $K$  – kurtoza

### 6.3. Procedura

## 7. Wyniki

Do analizy statystycznej wykorzystano język programowania statystycznego R (R Core Team, 2022) i jego pakiety, ze szczególnym uwzględnieniem *tidyverse* (Wickham i in., 2019), *rstatix* (Kassambara, 2021), *emmeans* (Lenth, 2022), *modelbased* (Makowski, Ben-Shachar, Patil, & Lüdtke, 2020) i *jedrusiakr* (Jędrusiak, 2022). Analizy dostępne są w załącznikach A (I badanie sędziów kompetentnych), B (II badanie sędziów kompetentnych) i C (analiza danych eksperymentalnych).

### 7.1. Statystyki opisowe

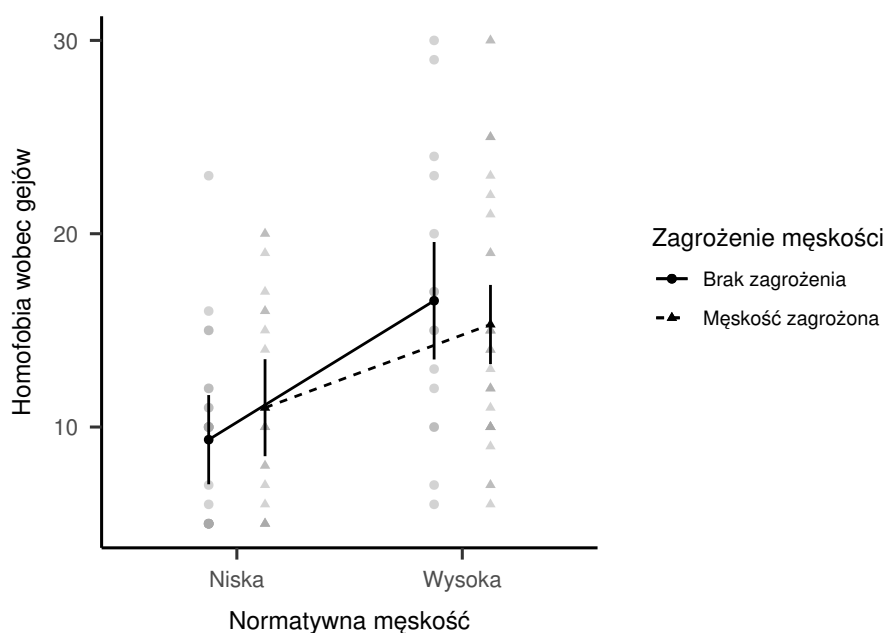
Dane podzielono na grupy na podstawie normatywnej męskości (wysoka i niska) i faktu wystąpienia manipulacji (zagrożenie męskości lub jego brak). Podziału próby na grupy o wysokiej i niskiej normatywnej męskości dokonano na podstawie mediany. W grupie eksperymentalnej (zagrożenie męskości) znalazły się 22 osoby o niskiej normatywnej męskości i 33 osoby o wysokiej normatywnej męskości. Dla grupy kontrolnej (brak zagrożenia męskości) liczności te wyniosły odpowiednio 26 i 15 osób. Test  $\chi^2$  wykazał nierównoliczność grup ( $\chi^2(1, N = 96) = 4,26; p = 0,04$ ). Statystyki opisowe zmiennych w podziale na grupy przedstawiono w tabelach ?? i ??.

## 7.2. Analiza wariancji

Celem sprawdzenia wpływu zagrożenia męskości i normatywnej męskości na homofobię dokonano dwóch analiz wariancji – osobno dla homofobii wobec gejów i lesbijek.

### 7.2.1. Homofobia wobec gejów

Analiza wariancji homofobii wobec gejów wykazała istnienie istotnego wpływu normatywnej męskości na homofobię ( $F(1, 92) = 19,7$ ;  $p < 0,001$ ). Jednocześnie nieistotny okazał się wpływ zagrożenia męskości ( $F(1, 92) = 1,73$ ;  $p = 0,19$ ) oraz efekt interakcji ( $F(1, 92) = 1,31$ ;  $p = 0,26$ ). Model wyjaśnia  $R^2 = 19,8\%$  wariancji homofobii wobec gejów. Wyniki analizy prezentuje rysunek ??.

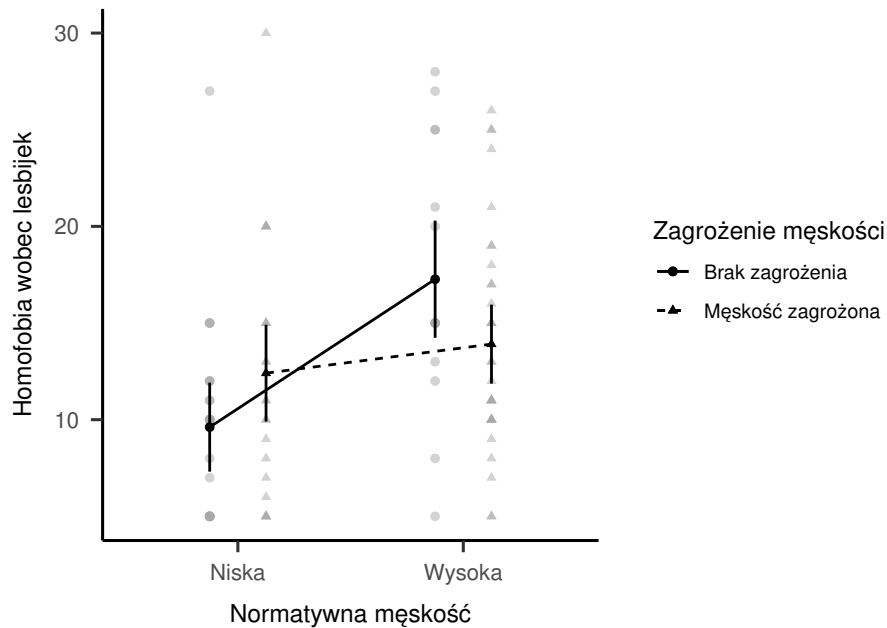


Rysunek 1: Homofobia wobec gejów w zależności od zagrożenia męskości i normatywnej męskości.

Ze względu na załamanie niektórych założeń analizy wariancji w części grup, obliczenia powtórzono z wykorzystaniem odpornej analizy wariancji (Wang i in., 2022). Wyniki okazały się zbieżne z wcześniej uzyskanymi. Istotny okazał się wpływ normatywnej męskości ( $F(1, 92) = 10,81$ ;  $p < 0,001$ ), zaś nieistotne okazały się efekty zagrożenia męskości ( $F(1, 92) = 2,18$ ;  $p = 0,13$ ) oraz interakcji ( $F(1, 92) = 1,12$ ;  $p = 0,28$ ).

### 7.2.2. Homofobia wobec lesbijek

Analiza wariancji homofobii wobec lesbijek wykazała istnienie istotnego wpływu normatywnej męskości ( $F(1, 92) = 10,81$ ;  $p < 0,001$ ) oraz efektu interakcji ( $F(1, 92) = 5,99$ ;  $p = 0,016$ ). Efekt główny zagrożenia męskości okazał się nieistotny statystycznie ( $F(1, 92) = 0,54$ ;  $p = 0,47$ ). Model wyjaśnia  $R^2 = 15,9\%$  wariancji homofobii wobec lesbijek. Wyniki przedstawia rysunek ??.



Rysunek 2: Homofobia wobec lesbijek w zależności od zagrożenia męskości i normatywnej męskości.

Celem zgłębienia efektu interakcji przeprowadzono testy *post hoc* różnic w zakresie estymowanych średnich krańcowych z poprawką Bonferroniego. Wyniki analizy prezentuje tabela ??.

Dodatkowo wykonano analizę efektów prostych. Wykazała ona, że u mężczyzn, których męskość pozostała niezagrożona, normatywna męskość pozwalała przewidzieć homofobię ( $F(1, 92) = 15,94; p < 0,001$ ) – osoby z grupy o wysokiej normatywnej męskości cechowały się wyższą homofobią, niż osoby o niskiej normatywnej męskości ( $\Delta M = 7,65$ ). W obliczu zagrożenia męskości efekt ten jednak zanikał ( $F(1, 92) = 0,85; p = 0,36$ ). Mężczyźni, którzy otrzymali informację zagrażającą, wykazywali taką samą homofobią niezależnie od swojego poziomu normatywnej męskości. Samo zagrożenie męskości nie pozwoliło zróżnicować pod względem homofobii osób w obrębie grupy o niskiej normatywnej męskości ( $F(1, 92) = 2,66; p = 0,11$ ), ani w obrębie grupy

**Tabela 3**

*Wyniki testu Bonferroniego na estymowanych średnich krańcowych.*

Zmienna 1	Zmienna 2	$\Delta M$	$t(92)$	$p$
gr. eksp., niska NM	gr. eksp., wysoka NM	-1.5	-0.92	0,793
gr. eksp., niska NM	gr. kont., wysoka NM	-4.86	-2.45	0,074
gr. kont., niska NM	gr. eksp., niska NM	-2.79	-1.63	0,366
gr. kont., niska NM	gr. eksp., wysoka NM	-4.29	-2.77	<b>0,034</b>
gr. kont., niska NM	gr. kont., wysoka NM	-7.65	-3.99	<b>0,001</b>
gr. kont., wysoka NM	gr. eksp., wysoka NM	3.36	1.82	0,269

*Adnotacja.* Wartości  $p$  poniżej 0,05 oznaczono pogrubieniem;  $\Delta M$  – różnica między średnimi wyrażona jako wynik odejmowania wartości zmiennej 2. od zmiennej 1.; gr. eksp. i kont. – grupa eksperymentalna (zagrożenie męskości) i kontrolna (brak zagrożenia); NM – normatywna męskość.

o wysokiej normatywnej męskości ( $F(1, 92) = 3,33$ ;  $p = 0,07$ ), choć wartość prawdopodobieństwa w drugim przypadku jest bliska wartości odcięcia.

Ze względu na załamanie niektórych założeń analizy wariancji w części grup, obliczenia powtórzone z wykorzystaniem odpornej analizy wariancji (Wang i in., 2022). Wyniki okazały się zbieżne z wcześniej uzyskanymi. Istotny okazał się wpływ normatywnej męskości ( $F(1, 92) = 11,65$ ;  $p < 0,001$ ) oraz efekt interakcji ( $F(1, 92) = 6,05$ ;  $p = 0,012$ ). Efekt główny zagrożenia męskości okazał się nieistotny statystycznie ( $F(1, 92) = 1,65$ ;  $p = 0,19$ ).

## 8. Dyskusja

## Bibliografia

- Ayre, C., & Scally, A. J. (2014). Critical Values for Lawshe's Content Validity Ratio: Revisiting the Original Methods of Calculation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 47(1), 79–86. <https://doi.org/10.1177/0748175613513808>
- Jędrusiak, J. (2022). *jedrusiakr: Utilities for Statistics in Psychology*. Pobrano z <https://github.com/jakub-jedrusiak/jedrusiakr>
- Kassambara, A. (2021). *rstatix: Pipe-Friendly Framework for Basic Statistical Tests*. Pobrano z <https://CRAN.R-project.org/package=rstatix>
- Lawshe, C. H. (1975). A Quantitative Approach to Content Validity. *Personnel Psychology*, 28(4), 563–575. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x>
- Lenth, R. V. (2022). *emmeans: Estimated Marginal Means, aka Least-Squares Means*. Pobrano z <https://CRAN.R-project.org/package=emmeans>
- Makowski, D., Ben-Shachar, M. S., Patil, I., & Lüdtke, D. (2020). *Estimation of Model-Based Predictions, Contrasts and Means*. Pobrano z <https://github.com/easystats/modelbased>
- R Core Team. (2022). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Wiedeń, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Pobrano z <https://www.R-project.org/>
- Wang, J., Zamar, R., Marazzi, A., Yohai, V., Salibian-Barrera, M., Maronna, R., ... Konis, K. (2022). *robust: Port of the S+ "Robust Library"*. Pobrano z <https://CRAN.R-project.org/package=robust>
- Wickham, H., Averick, M., Bryan, J., Chang, W., McGowan, L. D., François, R., ... Yutani, H. (2019). Welcome to the tidyverse. *Journal of Open Source Software*, 4(43), 1686. <https://doi.org/10.21105/joss.01686>