

Kamila Bystron

e-mail: kamila.bystron@poczta.fm

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

Czynniki determinujące szansę poparcia bezwarunkowego dochodu podstawowego

JEL Classification: C5, D6, H2

DOI: 10.15611/2022.17.6.01

Streszczenie: Koncepcja dochodu podstawowego rozważana jest przede wszystkim w kontekście niesionych przez niego potencjalnych korzyści i zagrożeń. W niniejszym artykule zastosowano nieco odmienne podejście do problemu i skierowano uwagę na jego zadeklarowanych zwolenników, celem ustalenia cech determinujących szansę na wyrażenie poparcia. Na podstawie danych pochodzących z ankiety przeprowadzonej wśród obywateli państw Unii Europejskiej zbudowano model regresji logistycznej, który opisuje ową szansę. Za jego pomocą ustalono, iż pewne cechy (m.in. średni poziom wykształcenia, brak pracy na pełen etat, posiadanie dzieci) wpływają na analizowaną szansę stymulująco, z kolei inne cechy, takie jak np. wiek czy płeć, nie są statystycznie istotne. Wyniki przeprowadzonych badań mogą skłaniać ku poszukiwaniu kolejnych cech wyznaczających poparcie dla bezwarunkowego dochodu podstawowego, a także mogą okazać się pomocne w wyłonieniu grup społecznych, w których dochód ten uzyskałby wysokie poparcie w ewentualnym referendum.

Słowa kluczowe: bezwarunkowy dochód podstawowy, korzyści socjalne, regresja logistyczna.

1. Wstęp

Świadczenia społeczne stanowią jeden z fundamentalnych wydatków realizowanych przez rząd na rzecz zaspokojenia jednostkowych potrzeb obywateli. Na instrument ten składa się jednak pewne kluczowe założenie i jest nim konieczność spełnienia ustalonych warunków, aby móc stać się beneficjentem któregośkolwiek ze świadczeń. Warunki te niejednokrotnie stają się źródłem kontrowersji i niezadowolenia dla opinii publicznej, m.in. z powodu zamierzonego wykluczenia z beneficjum pewnych grup. Powstały w następstwie przejaw niezadowolenia stał się motywem do rozpowszechniania pojęcia „niesprawiedliwości społecznej”. Termin ten głosi istniejącą w społeczeństwie dyskryminację ekonomiczną, która unaoczniana jest poprzez zmuszanie pewnych grup społecznych do ponoszenia kosztów na rzecz pozostałych, co z kolei przyczynia się do zakłócenia pewnej równomierności pomiędzy obciążeniami a korzyściami w poszczególnych grupach zbiorowości (Jennings, 1991). Za antidotum na tę niesprawiedliwość uważa się często wprowadzenie „bezwarunkowego dochodu podstawowego”, czyli beneficjum przeznaczonego dla każdego członka populacji (Hamilton i Martin-West, 2019; Hasdell, 2020; Van Parijs,

2014). Bezwarunkowy dochód podstawowy (zwany także dochodem gwarantowanym, w skrócie UBI – *Universal Basic Income*) – zakłada bowiem bezwarunkowość, wszak każdy obywatel danego państwa miałby otrzymywać niniejsze świadczenie o pewnej, ustalonej wartości. Jedyne, z czym mogłoby się wiązać wcielenie go w życie, to eliminacja wszelkich pozostałych świadczeń społecznych, takich jak np. zasiłki dla bezrobotnych, świadczenia emerytalne czy też świadczenia wychowawcze.

Idea dochodu gwarantowanego, mimo iż stawiana jako złoty środek niwelujący niesprawiedliwości społeczne, paradoksalnie budzi jeszcze większe kontrowersje aniżeli dotychczasowe programy świadczeń i ma zarówno zwolenników, jak i przeciwników. Dotychczasowe badania naukowe skupiają się przede wszystkim na przeanalizowaniu wad i zalet takiego programu oraz jego potencjalnych skutków ekonomicznych czy też społecznych. Należy jednak nadmienić, iż wciąż pozostaje pole do przeprowadzenia badań nad tym, kim są zwolennicy i przeciwnicy tej idei i czy jakieś czynniki szczególnie determinują okazane poparcie. Być może uwarunkowania demograficzne jednostek (takie jak np. miejsce pochodzenia, płeć, poziom wykształcenia) w największej mierze wpływają na okazane poparcie. Autorka niniejszego artykułu pochyła się właśnie nad odnalezieniem pewnej kombinacji cech opisujących prawdopodobieństwo pozytywnego ustosunkowania się do badanego zjawiska, jakim jest dochód gwarantowany, a także wyłonienia głównych wad i zalet wskazywanych przez respondentów, mających wpływ na przyjętą deklarację w sprawie bezwarunkowego dochodu podstawowego. Powodem podjęcia tej problematyki jest wciąż istniejąca luka w literaturze na ten temat – stosunkowo niewiele dotychczasowych prac poruszających zagadnienie UBI usiłuje rozstrzygnąć kwestię indywidualnych cech wyróżniających entuzjastów czy też oponentów tego specyficznego świadczenia.

Artykuł został podzielony na kilka części. Na początku niniejszego opracowania skupiono się na zdefiniowaniu omawianej idei, jaką jest dochód gwarantowany, aby zaprezentować genezę oraz jego fundamentalne założenia, a także najczęstsze argumenty przemawiające za nim (lub przeciw niemu) wskazywane na łamach literatury. Następnie przytoczono tezy i wyniki dotychczasowych badań, dotyczących wskazania grup społecznych wyróżniających się szczególnym poparciem dla dochodu gwarantowanego. W dalszej części artykułu przedstawiono charakterystykę wykorzystanych danych oraz metody statystyczne, aby następnie przedstawić ich rezultaty. W celu opisanego zależności pomiędzy deklaracją stosunku do UBI a szeregiem zmiennych determinujących ową deklarację został opracowany matematyczny model wykorzystujący regresję logistyczną. Model ten wyrażał zależność poparcia koncepcji bezwarunkowego dochodu podstawowego od pewnych czynników (przede wszystkim demograficznych). Na wykorzystywany zbiór składały się dane pochodzące z przeprowadzonego w 2016 r. sondażu przez firmę badawczą Dalia Research.

2. Bezwarunkowy dochód podstawowy – przegląd literatury

Dochód bezwarunkowy już od wielu lat w historii pojawiał się na pograniczu filozofii, prawa oraz ekonomii. Za jednego z pierwszych pomysłodawców można uznać Tomasza Morusa, głoszącego już w 1516 r. w swoim dziele *Utopia* pewną koncepcję społeczeństwa, w którym każdej jednostce przysługiwałyby wszystkie niezbędne do życia produkty w sposób całkowicie bezpłatny oraz niezależny od innych czynników (Kautsky i Stenning, 1959; Lacey, 2017). W ten sposób snuł wizję istnienia idealistycznego miejsca na Ziemi, gdzie jednymi z fundamentalnych wartości byłyby sprawiedliwość oraz równość. Kolejnym pomysłodawcą był Thomas Paine, który w opozycji do prawa agrarnego wyszedł z inicjatywą, aby każda jednostka, ukończywszy 21. rok życia, otrzymywała wypłatę 15 funtów szterlingów (Tanner, 2015). Spence (2004) sformułował konieczność wprowadzenia tzw. renty gruntowej, czyli pewnego niezbywalnego prawa przysługującego każdej jednostce do otrzymywania świadczenia stanowiącego rekompensatę za przywłaszczenie pewnych gruntów pod rolnictwo, przemysł itp. Jednakże koncepcja dochodu podstawowego wraz z wpływem lat ewoluowała. Współcześnie przede wszystkim jest ona utożsamiana z realizowanym przez rząd przekazem pieniężnym, pochodzącym z budżetu państwa i adresowanym do wszystkich jego obywateli w sposób cykliczny, np. miesięcznie lub rocznie (Gentilini, Grosh, Rigolini i Yemstov, 2020; Standing, 2017; Straubhaar, 2018).

Często jednak pomysłodawcy bezwarunkowego dochodu podstawowego nie wskazywali konkretnej kwoty omawianego świadczenia, a tym bardziej nie istniała jedna wspólna wersja co do jej ustalenia. Było jednak pewne, iż przekazane środki docelowo miałyby pokrywać wszystkie elementarne potrzeby jednostek, a więc musiałyby być wystarczające na utrzymanie się (Hamilton, Yorgun i Wright, 2021). Kwestia ta jednak wciąż pozostaje dyskusyjna, wszak nie ma jednego wzorca godnego życia (Van Parijs, 2000). Wzmoczone zainteresowanie problemem określenia wartości tego świadczenia nastąpiło w latach 70. XX w. podczas wyborów prezydenckich w Stanach Zjednoczonych, za sprawą laureata Nagrody Nobla z dziedziny ekonomii – Jamesa Tobina, który wówczas nakłaniał jednego z kandydatów na prezydenta – George’a McGoverna, do ujęcia tej koncepcji w swoim programie wyborczym (Fabre, Pallage i Zimmermann, 2014). Ten wybitny ekonomista przedstawił jako pierwszy w historii dochód podstawowy w ujęciu technicznym. Opracował matematyczne równanie, którym można opisać UBI:

$$t = x + 25,$$

gdzie: t – średnia stawka podatkowa (jako procent PKB); x – dochód podstawowy, będący procentem PKB *per capita*.

Tobin uzasadnił prawdziwość równania (1) w ten sposób, iż UBI powinien być finansowany z podatków długookresowo, a 25% to oszacowana wartość udziału PKB na pozostałe świadczenia – inne niż społeczne, a więc wydatki na zdrowie, edukację itd. (Kay, 2017; Straubhaar, 2018; Tobin, 1966).

2.1. Wady i zalety UBI

Dochód bezwarunkowy współcześnie rozpatrywany jest przede wszystkim w kategoriach potencjalnych skutków, które mogłyby wywołać. Konsekwencje, w szczególności długofalowe, są w głównej mierze domniemywane lub wysnute na podstawie dotychczasowych badań eksperymentalnych lub pilotaży, wszak bezwarunkowy dochód podstawowy do tej pory nie został w pełni zaimplementowany w żadnym kraju na świecie (Hasdell, 2020; Jaimovich, Saporta-Eksten, Setty i Yedid-Levi, 2022). Pilotaże dotyczące UBI objęły m.in. takie państwa, jak: Stany Zjednoczone, Finlandia, Niemcy, Kanada, Brazylia. Należy jednak nadmienić, iż wszystkie te próby zasadniczo różniły się między sobą chociażby pod względem celu, skali finansowania, a także towarzyszącego im otoczenia gospodarczego i politycznego (Coote i Yazici, 2019). O wpływie na edukację i rynek pracy pilotażu na Alasce można przeczytać w artykule Damona i Marinescu (2022) *The Labor Market Impacts of Universal and Permanent Cash Transfers: Evidence from the Alaska Permanent Fund*. Ogólny wpływ transferów pieniężnych (odnoszący się nie tylko do dochodu podstawowego) w sposób szczegółowy i przekrojowy opisali Bastagli i in. (2016) w raporcie *Cash transfers: What does the evidence say? A rigorous review of programme impact and the role of design and implementation features*. Zagregowane skutki oparte na kilkunastu eksperymentach dokonywanych w różnych krajach świata – np. w Indiach, Kenii, Stanach Zjednoczonych, Finlandii, zostały z kolei przedstawione w *Universal basic income: A union perspective* (Coote i Yazici, 2019).

Wnioski (w tym dotyczące zagrożeń i korzyści) związane z wprowadzeniem bezwarunkowego dochodu, które zostały wysnute na podstawie eksperymentów czy domniemywań ekspertów, niejednokrotnie są sprzeczne. Natomiast do jednego z najbardziej zgodnych i najczęściej przytaczanych na łamach literatury argumentów przemawiających za wprowadzeniem dochodu podstawowego można przede wszystkim zaliczyć wspomnianą już na początku sprawiedliwość takiego programu socjalnego w przeciwieństwie do tych współcześnie istniejących, ponieważ bezwarunkowy dochód podstawowy w założeniu nikogo by nie wykluczał, ani nie wyróżniał (Haagh i Rohregger, 2019). Wprowadzałyby sprawiedliwy – równy – podział bogactwa i mogłyby przyczyniać się do zmniejszenia ubóstwa (Bastagli i in., 2016).

Co więcej, dochód bezwarunkowy mogłyby manifestować wolność ekonomiczną jednostek. Mianowicie, hipotetycznie przyczyniłby się do zwiększenia swobody w wyborze pracy, bez konieczności obejmowania jakiegokolwiek, niesatysfakcjonującego stanowiska tylko z obawy o brak możliwości zaspokojenia satysfakcyj-

nującego bytu (Miształ, 2018; Psychologists for Social Change, 2017). Tym samym poprawiłby sytuację pracowników na rynku pracy – zwiększyłby ich możliwości negocjacyjne w wyegzekwowaniu lepszych warunków. W odpowiedzi na tę tezę oponenti zarzucają potencjalną zmniejszoną podaż pracy po wprowadzeniu UBI. Niektóre przeprowadzone mikrosymulacyjne badania potwierdzają tę tezę, a wymienianym powodem takiego stanu rzeczy jest efekt dochodowy oraz efekt substytucyjny transferu (Gołębiowski, 2017). Mianowicie, wcielenie w życie idei dochodu podstawowego wiązałoby się naturalnie z podwyższeniem podatków koniecznych do jego sfinansowania. Dodatkowo kolejnym zagrożeniem mógłby być spadek motywacji do podejmowania pracy i wzrost bezrobocia. Ze względu na brak zmartwień o przetrwanie, mogłaby wówczas zmniejszyć się chęć obywateli do podjęcia pracy czy jakichkolwiek starań mających na celu polepszenie swojego bytu (Baranowski i Jabkowski, 2019). Przeprowadzone na Alasce badania zaprzeczają jednak zarówno skrajnie pozytywnym, jak i skrajnie negatywnym przekonaniom na temat wpływu bezwarunkowego dochodu podstawowego na rynek pracy. Na podstawie Alaski wysnuto tezę głoszącą, iż UBI nie wykazuje istotnego wpływu na zmianę wskaźnika zatrudnienia – zasadniczo nie odnotowano zmniejszenia się zatrudnienia, natomiast zauważono jedynie niewielki wpływ pozytywny na wskaźnik zatrudnienia w przypadku prac półetatowych (Jones i Marinescu, 2022).

W kontekście rynku pracy niektórzy eksperci dostrzegają w UBI korzyść z perspektywy postępującej globalizacji oraz automatyzacji (McKinsey & Company, 2019; Miaillhe, 2017). Zwolennicy dochodu gwarantowanego są bowiem zdania, iż mógłby on przyczynić się do polepszenia redystrybucji dochodów, która zostaje zachwiana przez owe zjawiska. Dodatkowo, UBI potencjalnie stanowiłby zabezpieczenie przed wstrząsami i zagrożeniami wynikającymi z postępującej globalizacji oraz komputeryzacji (Colombino, 2019; Perkins, Gilmore i Guttormsen, 2021). Mógłby on także pozytywnie wpływać na samo funkcjonowanie państwa poprzez ograniczenie korupcji i biurokracji. Brak zawiłych zasad kwalifikowania się do tego programu bezpośrednio przyczyniłby się do ograniczenia czasu i kosztów administracyjnych związanych z ich implementacją (Pereira, 2015). Jednocześnie, mimo minimalizacji tego rodzaju kosztów, to UBI generowałby inne, związane z możliwościami sfinansowania wszystkim obywatelom tego świadczenia, przez co mógłby pociągnąć za sobą wspomniany już wzrost podatków (Hanna i Olken, 2018).

2.2. Dotychczasowe badania zależności pomiędzy cechami jednostek a skłonnościami poparcia UBI

Jak można zauważyć, koncepcja dochodu gwarantowanego wzbudza wiele skrajnych odczuć – z jednej strony można dostrzec w niej wiele potencjalnych korzyści, z drugiej zaś niesie za sobą szereg zagrożeń. Mimo to, skupia ona wielu zwolenników, a wśród nich znajdują się tak współcześnie znane postacie, jak chociażby Elon Musk czy Mark Zuckerberg. Profesor z Uniwersytetu w Oksfordzie – Tim Vlandas, postanowił jednak nieco dokładniej przyjrzeć się „przeciętnym” zwolennikom

i przeciwnikom UBI i tym samym nieco uzupełnić niedostateczną liczbę badań empirycznych na ten temat. Vlandas (2021) w swoim artykule przedstawił rezultaty przeprowadzonych przez siebie badań na temat indywidualnych cech osób skłaniających się ku idei dochodu gwarantowanego. Wykorzystana do tych badań próba badawcza pochodziła z Europejskiego Sondażu Społecznego, czyli cyklicznej ankiety badającej stosunek Europejczyków do różnorodnych kwestii. W 2016 r. tematem przewodnim sondażu był właśnie bezwarunkowy dochód podstawowy, a próba liczyła ok. 32 tys. respondentów z 21 krajów europejskich.

Na podstawie próby badawczej i za pomocą podejścia statystycznego wykorzystującego regresję logistyczną Vlandas (2021) sformułował pewne zależności. Po pierwsze zauważył, że mężczyźni byli nieco przychylniej nastawieni do UBI niż kobiety. Przewidywane prawdopodobieństwo przychylności wyrażonej przez mężczyzn oszacowano na 52%, podczas gdy dla kobiet na 49,8%. Jeśli zaś chodzi o wiek, to wyestymowany współczynnik stojący przy tej zmiennej w modelu okazał się ujemny, co świadczyło o tym, iż prawdopodobieństwo, że osoby młodsze popierały UBI, było wyższe niż dla osób starszych. Szczególnie dostrzeżono tę zależność dla respondentów w wieku 18 lat – w tym podzbiornie poparcie dla omawianej idei wyniosło prawie 60% (Vlandas, 2021, s. 68). Co więcej, odnotowano statystyczną istotność dla dochodu. Prawdopodobieństwo poparcia UBI przez respondentów z najniższymi zarobkami było wyższe niż przez tych, którzy zarabiali najwięcej. Wniosek ten pociągnął za sobą kolejny, iż osoby zajmujące stanowiska na wyższych szczeblach zarządzania były mniej skłonne do wyrażenia poparcia niż osoby wykonujące prace fizyczne czy też bezrobotni (Vlandas, 2021, s. 69). Szczególnie duże poparcie oszacowano dla respondentów trudniących się pracą rzemieślniczą, usługową i operatorską. W dalszej kolejności zauważono dodatnią zależność od poziomu edukacji – osoby kształcące się dłużej były bardziej przychylnie UBI, co może wydać się dość zaskakujące, zważywszy wcześniej wysnute wnioski przez badacza (Vlandas, 2021, s. 70). Dodatkowo, osoby o poglądach prawicowych i antyimigracyjnych zdecydowanie rzadziej popierały wprowadzenie dochodu podstawowego. Zauważono także pewne korelacje z krajem pochodzenia. Średnie poparcie było stosunkowo niskie w krajach takich jak Szwajcaria, Austria oraz Hiszpania, a za to dość wysokie w krajach wschodnioeuropejskich (Vlandas, 2021, s. 71).

Wydaje się, że wnioski, do jakich doszedł Vlandas, mają uzasadnienie ekonomiczne. Choć z drugiej strony dość zaskakująca może być teza, iż osoby bezrobotne są częściej przychylnie UBI aniżeli osoby na wyższych stanowiskach, wszakże to właśnie osoby dobrze sytuowane zwykle są wykluczane ze wszelkich programów społecznych, natomiast bezrobotni otrzymują już wsparcie socjalne od państwa. Z uwagi jednak na brak wielu przeprowadzonych badań i eksperymentów w podjętej problematyce wciąż pozostawione jest pole do zweryfikowania prawdziwości tych tez na innej próbie badawczej. W dalszej części artykułu zostaną przedstawione wyniki przeprowadzonych analiz i skonfrontowane z wymienionymi uprzednio w literaturze.

3. Opis zbioru danych oraz metody badań

Analiza zależności pomiędzy poszczególnymi cechami respondentów a skłonnościami poparcia dochodu gwarantowanego opierała się na danych zaczerpniętych z ankiety przeprowadzonej przez niemiecką firmę badawczą Dalia Research. Owo badanie ankietowe zostało przeprowadzone w 2016 r. i miało na celu zebranie opinii obywateli Unii Europejskiej na temat ewentualnego referendum w sprawie wprowadzenia bezwarunkowego dochodu podstawowego w ich kraju. Wykorzystywane dane zawierają odpowiedzi zarówno na pytania o charakterze demograficznym, jak i ideologicznym. W badaniu uwzględniono takie zmienne, jak: państwo pochodzenia, wiek, płeć, obszar zamieszkania, poziom wykształcenia, posiadanie pracy na pełen etat czy posiadanie dzieci w gospodarstwie domowym. Następnie w badaniu ankietowym umieszczono pytanie o stopień zrozumienia przez respondentów problematyki związanej z bezwarunkowym dochodem podstawowym, aby w dalszej kolejności pokrótce przedstawić, na czym się on opiera. Kolejne pytania dotyczyły deklaracji za lub przeciw tej koncepcji, wskazania prawdopodobnych skutków takiego rozwiązania oraz najbardziej przemawiających argumentów za i przeciw (spośród pewnej puli).

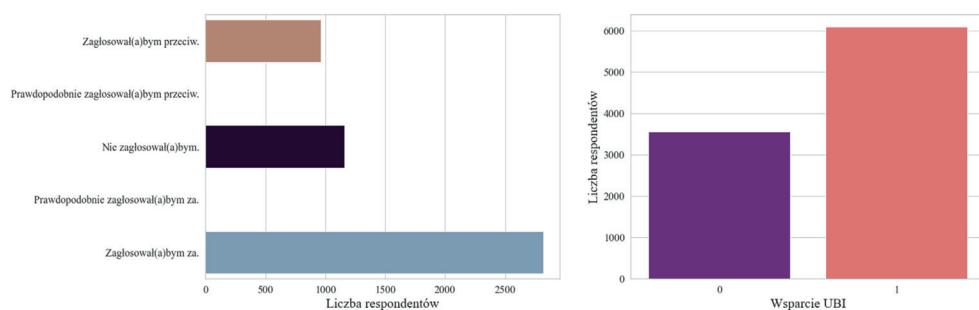
3.1. Wstępne przetworzenie zbioru danych

Na próbę składało się niecałe 10 tys. obywateli z ówczesnych 28 państw członkowskich Unii Europejskiej (obejmując należąca wówczas do Unii Wielką Brytanię). Próby respondentów z poszczególnych krajów były jednak nierównoliczne, a ich udziały były powiązane ze stanem ludności w odpowiadających państwach członkowskich. Z tego też powodu największy odsetek respondentów stanowili Niemcy (niecałe 15%), najmniejszy zaś obywatele Malty (niecały 0,1%). Problem niezbalansowanej liczby klas w danych uczących może jednak przyczynić się do niedokładnych oszacowań dla klas o mniejszych liczebnościach i tym samym spowodować stronnicze wyniki dla klas charakteryzujących się większą liczebnością (Yu i Ni, 2014). Z tych też powodów oraz dla zmniejszenia złożoności problemu postanowiono zamiast zmiennej związanej bezpośrednio z krajem pochodzenia respondenta składającej się z 28 klas, wyodrębnić pewne czynniki wspólne dla co najmniej kilku klas. Wyodrębniono wówczas takie zmienne, jak: podregion Europy (wschodni, zachodni, północny, południowy) oraz wydatki na ubezpieczenia socjalne przypadające na 1 obywatela kraju. Podejrzewano bowiem, iż kwestia lokalizacyjna może mieć istotny wpływ na omawiane zjawisko ze względu na różnorodne kwestie – przede wszystkim kulturowe oraz ekonomiczne. Z kolei dotychczas otrzymywane wysokie świadczenia potencjalnie mogą zniechęcać do jakiegokolwiek zmiany.

Poszczególne podregiony zostały przypisane na podstawie klasyfikacji dokonanej przez urząd statystyczny ONZ, jednak z pewną różnicą – Cypr włączono do kategorii krajów południowoeuropejskich, a nie, jak sugeruje ONZ, do krajów

zachodnioazjatyckich. Natomiast dane o świadczeniach z tytułu ubezpieczeń społecznych przypadających na 1 mieszkańca zostały pobrane z Eurostat i dotyczyły 2016 r., czyli roku przeprowadzenia wykorzystywanego sondażu. Obejmowały one wszelkie zasiłki dla bezrobotnych, niepełnosprawnych, świadczenia wychowawcze itd. Dla analizowanych krajów wskaźnik ten w 2016 r. okazał się najwyższy w Luksemburgu – średnio na 1 obywatela tego kraju przypadło w ciągu roku prawie 20 tys. euro korzyści socjalnych.

W rozpatrywanym kwestionariuszu respondent na pytanie o potencjalny głos w referendum w sprawie wcielenia w życie UBI mógł wybrać jedną odpowiedź spośród wyrażonych w 5-stopniowej skali Likerta, a zatem: 1) zagłosował(a)bym przeciw, 2) prawdopodobnie zagłosował(a)bym przeciw, 3) nie zagłosował(a)bym, 4) prawdopodobnie zagłosował(a)bym za, 5) zagłosował(a)bym za. Różnice w liczebnościach dla poszczególnych odpowiedzi były dość spore, co można zaobserwować na rys. 1 po lewej stronie. Jedynie niespełna 1000 respondentów wyraził zdecydowany brak poparcia koncepcji dochodu gwarantowanego, natomiast najwięcej respondentów zadeklarowało, iż prawdopodobnie byłoby skłonni zagłosować za wprowadzeniem. Ze względu jednak na dychotomiczne podejście do problemu określenia zwolenników i przeciwników, w niniejszej pracy zdecydowano się ograniczyć tę zmienną do jedynie dwóch klas (określonych symbolami 0 i 1). Do kategorii 1 zostali zaklasyfikowani respondenci wyrażający prawdopodobne lub zdecydowane poparcie UBI w głosowaniu (a zatem potencjalni zwolennicy programu), do grupy 0 zaś pozostali (przeciwnicy lub bierni). Po prawej stronie rys. 1 zostały przedstawione liczebności kategorii tej zmiennej po wykonanym przekształceniu. Można zaobserwować stosunkowo duże poparcie dla tej idei wśród badanych – ponad 6 tys. respondentów (63%) zadeklarowało aprobatę.



Rys. 1. Rozkład zmiennej endogenicznej przed przekształceniem do zmiennej binarnej i po przekształceniu

Źródło: opracowanie własne.

Kolejnym przekształceniom zostały poddane zmienne, które wskazywały wybrane przez respondentów argumenty za i przeciw oraz możliwe skutki bezwa-

runkowego dochodu podstawowego. Spośród udzielonych odpowiedzi na pytanie o możliwe konsekwencje pojawiające się po wcieleniu w życie UBI wyodrębniono te, które były związane z potencjalną zmianą planów dotyczących życia zawodowego przez respondentów – odpowiedzi te obejmowały plany o zrezygnowaniu z pracy, ograniczeniu liczby godzin roboczych, zmianie stanowiska pracy itp. Z odpowiedzi na pytanie o najbardziej przekonujące argumenty za UBI wyszczególniono te eksponujące równość i sprawiedliwość przyświecającą tej idei. Ostatnia zdefiniowana cecha wskazywała natomiast, czy badany wśród argumentów przemawiających przeciw wykazał swoją obawę o zniechęcenie do podejmowania pracy przez obywateli, wywołane przez wcielenie niniejszego programu w życie.

Ostatecznie więc do analizy zostały wzięte pod uwagę zmienne wymienione w tab. 1 Na podstawie tej tabeli można zauważyć, iż większość cech jest wyrażona dychotomicznie poprzez przyjmowanie jedynie wartości *tak* lub *nie*.

Tabela 1. Lista analizowanych zmiennych wraz z ich charakterystyką

Zmienna	Typ zmiennej	Opis
<i>ubi_support</i>	dychotomiczna	wyrażone przez respondenta poparcie dla UBI (tak, nie)
<i>age</i>	ciągła	wiek respondenta
<i>gender</i>	dychotomiczna	płeć respondenta (kobieta, mężczyzna)
<i>rural</i>	dychotomiczna	miejsce zamieszkania respondenta (wieś, miasto)
<i>education_level</i>	porządkowa	poziom edukacji respondenta (niski, średni, wysoki)
<i>fulltime_job</i>	dychotomiczna	posiadanie pracy na pełen etat przez respondenta (tak, nie)
<i>has_children</i>	dychotomiczna	występowanie dzieci w gospodarstwie domowym respondenta (tak, nie)
<i>awareness</i>	porządkowa	posiadanie wiedzy na temat koncepcji UBI przez respondenta (wyrażona w 4-stopniowej skali Likerta)
<i>europa_subregion</i>	nominalna	podregion Europy, z którego pochodzi respondent (Europa: Północna, Wschodnia, Południowa, Zachodnia)
<i>social_benefits_per_inhabitant</i>	ciągła	średnia roczna wartość świadczeń przypadająca na 1 obywatela w kraju, z którego pochodzi respondent
<i>work_affect</i>	dychotomiczna	przeświadczenie o zmianie własnego podejścia do pracy przez respondenta po wprowadzeniu UBI (tak, nie)
<i>equality_argument</i>	dychotomiczna	wskazanie przez respondenta wśród argumentów przemawiających za wprowadzeniem UBI sprawiedliwości i równości programu (tak, nie)
<i>stop_work_argument</i>	dychotomiczna	obawa respondenta o wywołanie przez UBI zniechęcenia do pracy i pogłębienie się bezrobocia (tak, nie)

Źródło: opracowanie własne.

Zmienne z tab. 1 poddano kodowaniu. Zmienne kategoryczne przekształcono na zmienne sztuczne (*dummy variables*), czyli dla zmiennej o k klasach utworzono $k - 1$ zmiennych przybierających wartość 0 lub 1. W przypadku zaś zmiennych porządkowych można było wykorzystać jedno z dwóch podejść (Zeng, 2021). Pierwsze podejście zakładało przekształcenie takiej cechy do skali nominalnej i wykorzystanie *dummy encoding*. W konsekwencji utracony zostałby porządek wartości – każda z kategorii byłaby traktowana przez model jednoznacznie. Drugie zaś podejście eliminowałoby ten problem dzięki przyporządkowaniu poszczególnym klasom wartości liczbowych odpowiadających intensywności cechy (tzw. *label encoding*). Oznacza to, iż takie cechy byłyby interpretowane jako ciągłe, co jednak w konsekwencji niejednokrotnie może prowadzić do błędnych założeń i wniosków, m.in. z powodu rzeczywistego braku równej odległości pomiędzy poziomami danej cechy (Liddell i Kruschke, 2018; Pasta, 2009). Zdecydowano się sprawdzić modele wykorzystujące te dwa podejścia.

3.2. Wykorzystane metody statystyczne

Rozpatrywana problematyka opisu zależności pomiędzy udzieleniem poparcia koncepcji bezwarunkowego dochodu podstawowego od cech respondentów została określona za pomocą równania regresji logistycznej. Regresja logistyczna jest przeznaczona do modelowania zmiennej zależnej o rozkładzie dwumianowym od dowolnego rodzaju zmiennych niezależnych (Cramer, 2002). Zmienna objaśniana w modelu logitowym często rozpatrywana jest pod kątem sukcesu i porażki – wystąpienie analizowanego zdarzenia określane jest sukcesem i kodowane jako wartość 1, porażka zaś oznaczana jest przez 0 (Cramer, 1999). Logistyczny model liniowy ogólnie wyrażony jest równaniem (2):

$$\text{logit}(p_i) = \ln \left(\frac{p_i}{1 - p_i} \right) = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{1i} + \dots + \beta_k \cdot x_{ki}, \quad (2)$$

gdzie: p_i – prawdopodobieństwo sukcesu w i -tej klasie opisane przez wektor zmiennych objaśniających $x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki}$ oraz stojących przy nich współczynników β_k .

Wyestymowane współczynniki w modelu logitowym interpretuje się następująco. Jeśli współczynnik ten jest mniejszy od zera, to wzrostowi rozpatrywanej zmiennej x towarzyszy spadek prawdopodobieństwa sukcesu, a zatem taka zmienna ma destymulujący wpływ na badane zjawisko. W przeciwnym wypadku, czyli gdy $\beta > 0$, zmienna, która stoi przy danym współczynniku, ma wpływ stymulujący. W ostatnim przypadku natomiast, a zatem jeżeli $\beta = 0$, to dla takiej zmiennej nie odnotowuje się wpływu na analizowane zdarzenie (Agresti, 2007). Innym sposobem interpretacji współczynników regresji logistycznej jest powiązanie równania modelu logitowego z terminologią szans. Szansa (*odds*) wyraża prawdopodobieństwo wystąpienia sukcesu p do prawdopodobieństwa wystąpienia porażki $(1 - p)$

(Norton, Dowd i Maciejewski, 2018). A zatem po przekształceniu zlogarytmowanej szansy wyrażonej w równaniu regresji logistycznej otrzymuje się równanie (3), za pomocą którego można oszacować ową szansę (Bland i Altman, 2000).

$$\text{Odds} = \frac{P}{1-p} = \exp(\beta_0 + \beta_k). \quad (3)$$

Należy przy tym zaznaczyć, iż szansa, w odróżnieniu od klasycznego prawdopodobieństwa, może przybierać wartości z zakresu $(0, +\infty)$. Iloraz szans (*odds ratio*) wykorzystywany jest do interpretacji szansy w dwóch grupach – jest to stosunek wystąpienia szansy pewnego zdarzenia w jednej grupie do szansy wystąpienia tego samego zdarzenia, ale w innej grupie. Zapisywany jest w postaci równania (4).

$$\psi_{1/2} = \frac{P_1}{1-p_1} : \frac{P_2}{1-p_2}. \quad (4)$$

Iloraz szans równy 1 informuje, że w obydwu grupach szanse na wystąpienie analizowanego zdarzenia są identyczne. Gdy $\psi_{1/2} > 0$, w grupie pierwszej istnieje większa szansa na wystąpienie analizowanego zdarzenia. W przeciwnym wypadku to w drugiej grupie odnotowywana jest większa szansa.

Do oceny dopasowania modelu do danych w przypadku klasyfikatorów (m.in. regresji logistycznej) często wykorzystywane są miary oparte na błędach klasyfikacji (tj. m.in. dokładność, czułość, precyzja, miara F). Miary te przybierają wartości z zakresu od 0 do 1, a ich wyższe wartości są równoznaczne z lepszym dopasowaniem modelu do danych. Do powszechnie stosowanych miar opartych na błędach klasyfikacji można zaliczyć następujące (Junker, Hoch i Dengel, 1999).

- Dokładność (*Accuracy*) stanowi udział poprawnie sklasyfikowanych obiektów (tn, tp) ogółem:

$$\text{Accuracy} = \frac{tn + tp}{tn + tp + fn + fp}, \quad (5)$$

gdzie: tn – liczba przypadków prawdziwie negatywnych (*true negative*), czyli poprawnie sklasyfikowanych obiektów, u których analizowane zdarzenie nie wystąpiło; tp – liczba przypadków prawdziwie pozytywnych (*true positive*), czyli poprawnie sklasyfikowanych obiektów, u których analizowane zdarzenie wystąpiło; fn – liczba przypadków fałszywie negatywnych (*false negative*), czyli błędnie sklasyfikowanych obiektów, u których analizowane zdarzenie w rzeczywistości wystąpiło; fp – liczba przypadków fałszywie pozytywnych (*false positive*), czyli obiektów, dla których model błędnie założył, że analizowane zdarzenie wystąpiło.

- Czułość (*Recall*) stanowi udział poprawnie sklasyfikowanych obiektów, u których wyróżniona cecha występuje:

$$\text{Recall} = \frac{tp}{tp + fn}. \quad (6)$$

- Precyzja (*Precision*) jest to udział poprawnie sklasyfikowanych obiektów w klasie we wszystkich obiektach przyporządkowanych przez klasyfikator do owej klasy:

$$\text{Precision} = \frac{tp}{tp + fp}. \quad (7)$$

- Miara F (F -score) jest pewnego rodzaju kompromisem między precyzją a czułością i jest to ich średnia harmoniczna wyrażona w postaci:

$$F = 2 \cdot \frac{\text{Precision} \cdot \text{Recall}}{\text{Precision} + \text{Recall}}. \quad (8)$$

Istotnym krokiem w budowie modelu logitowego, oddziałującym bezpośrednio na jakość dopasowania, jest dobór odpowiednich zmiennych egzogenicznych. Zmienne te powinny mieć wpływ na objaśniany problem, a jednocześnie między sobą powinny być niezależne. Do wyboru cech wchodzących w skład budowanego modelu wyrażającego poparcie koncepcji dochodu podstawowego postanowiono zastosować podejście statystyczne oparte na miarach asocjacji pomiędzy poszczególnymi parami zmiennych objaśniających z objaśnianą. Do oceny siły zależności pomiędzy dwiema cechami mierzonymi na skali nominalnej wykorzystywane są miary oparte na statystyce χ^2 (Janson i Vegelius, 1979). Oszacowywane są one dla tabeli kontyngencji o wymiarach $(I \times J)$. Do powszechnie stosowanych miar można zaliczyć:

- Współczynnik ϕ postaci:

$$\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{n}}. \quad (9)$$

- Współczynnik V Cramera postaci:

$$V = \sqrt{\frac{\chi^2}{n \cdot \min(I-1, J-1)}}. \quad (10)$$

Współczynnik ϕ w przypadku tabeli dwudzielczej przybiera wartości z zakresu $[0, 1]$ i jest równy współczynnikowi V Cramera. W innym wypadku może przybierać wartości większe od 1, podczas gdy $V \in [0, 1]$ (Ostasiewicz, Rusnak i Siedlecka, 2006). Im większa wartość tych miar, tym większa siła zależności w parze analizowanych zmiennych nominalnych.

Do oceny siły asocjacji między zmienną mierzoną na skali porządkowej a zmienną nominalną o k kategoriach służy z kolei współczynnik Theta Freemana (Freeman's Theta) opisany po kilku przekształceniach następująco (Freeman, 1976):

$$\theta = \frac{\sum_{i < j} \sum \Delta_{ij}}{\sum_{i < j} \sum (1 + T_{ij})}, \quad (11)$$

gdzie: $\Delta_{ij} = |L_{ij} - L_{ji}|$, $L_{ij} = P(X_i < X_j)$, $T_{ij} = P(X_i = X_j)$.

Statystyka ta mieści się w zakresie między 0 a 1, a im większa jej wartość, tym wyższa asocjacja pomiędzy zmiennymi (Buck i Finner, 1985; Hubert, 1974).

Ostatnią wykorzystywaną w niniejszym artykule miarą asocjacji jest współczynnik korelacji punktowo-dwuseryjnej (*point biserial correlation*), który służy do wyrażenia zależności między zmienną ciągłą a zmienną dychotomiczną (Tate, 1954). Obliczany jest według następującego wzoru (Brown, 2001):

$$r_{pbi} = \frac{M_p - M_q}{S_t} \sqrt{pq}, \quad (12)$$

gdzie: M_p – średnia wartość cechy u osób, które wybrały rozpatrywaną odpowiedź; M_q – średnia wartość cechy wśród osób, które wybrały inną z odpowiedzi; S_t – odchylenie standardowe tej cechy; p oraz q – kolejno udział jednostek wybierających rozpatrywaną i inną odpowiedź.

Miara ta przybiera wartości z zakresu -1 do 1 , a im bliższa co do wartości bezwzględnej jedności, tym większa siła zależności między zmiennymi w parze.

4. Wyniki przeprowadzonych badań

Na podstawie omówionych miar siły asocjacji obliczono zależności między zmienną objaśnianą (wyrażonym poparciem dla UBI) a potencjalnymi zmiennymi egzogenicznymi. Wartości poszczególnych współczynników zostały przedstawione w tab. 2. Na podstawie tabeli można zauważyć, iż siła zależności pomiędzy objaśnianą a poszczególnymi zmiennymi objaśniającymi na ogół nie jest zbyt duża. Największą zależność odnotowano pomiędzy objaśnianą a poziomem wiedzy na temat UBI ($\theta = 0,253$) oraz poparciem dla czynnika sprawiedliwości tego programu ($\phi = 0,235$), choć zależność ta wciąż nie jest zbyt duża. Płeć z kolei zdawała się wcale nie determinować okazanego poparcia. W niewielkim stopniu na analizowane zjawisko wpływało także posiadanie dzieci oraz wiek respondenta.

W pierwszym kroku budowy modelu postanowiono wziąć pod uwagę jednak wszystkie zmienne, ponieważ zmienna pojedynczo może nie determinować wpływu na analizowane zjawisko, wchodząc natomiast w interakcję z innymi cechami – już tak. Sprawdzone więc wpływ kombinacji podanych zmiennych na istotność współczynników regresji i stopień dopasowania modelu. Zbudowano także modele wykorzystujące odmienne podejścia do cech porządkowych celem ustalenia ich możliwego wpływu. Na podstawie kilku zbudowanych modeli zauważono istnienie pewnych tendencji. Po pierwsze, zaobserwowano, iż zależność między poziomem edukacji a poparciem UBI jest nieliniowa. W przypadku traktowania tej zmiennej jako ciągłej, stojący przy niej współczynnik regresji był nieistotny statystycznie – *p-value* w teście *t* wyniosło aż $0,9$, co na założonym poziomie istotności równym $0,05$ skutkowało przyjęciem hipotezy o braku wpływu stopnia edukacji respondenta na rozważane poparcie. Z kolei w przypadku przekształcenia tej zmiennej do

Tabela 2. Miary zależności pomiędzy poszczególnymi zmiennymi egzogenicznymi a poparciem UBI

Zmienna	Współczynnik miary zależności	Wartość miary zależności
<i>age</i>	korelacja punktowo-dwuseryjna	0,009
<i>gender</i>	phi	0,00
<i>rural</i>	phi	0,041
<i>education_level</i>	theta Freemana	0,036
<i>fulltime_job</i>	phi	0,023
<i>has_children</i>	phi	0,007
<i>awareness</i>	theta Freemana	0,253
<i>europa_subregion</i>	V Cramera	0,081
<i>work_affect</i>	phi	0,121
<i>social_benefits_per_inhabitant</i>	korelacja punktowo-dwuseryjna	-0,038
<i>equality_argument</i>	phi	0,235
<i>stopwork_argument</i>	phi	0,037

Źródło: obliczenia własne.

skali nominalnej jedna ze zmiennych – wyrażająca niski poziom edukacji, okazała się nieistotna statystycznie (*p-value* oscyloowało wokół 0,9), a druga ze zmiennych (określająca średni poziom edukacji) była już istotna statystycznie – *p-value* było na poziomie 0,01. Rozważając zaś drugą ze zmiennych porządkowych – stopień wiedzy na temat UBI, w obydwu przypadkach odnotowywano statystyczną istotność współczynników regresji (*p-value* wynosiło wówczas 0).

W przypadku zmiennej określającej korzyści socjalne w kraju pochodzenia respondenta współczynnik był ujemny i istotny statystycznie, jednak w przybliżeniu równy 0, a więc wpływ na badane zjawisko był bardzo niewielki. Postanowiono zatem wykluczyć tę zmienną z modelu. Innymi wykluczonymi zmiennymi z uwagi na statystyczny brak zależności z objaśnianą były: płeć, wiek oraz miejsce zamieszkania. A zatem wbrew wcześniejszym badaniom przeprowadzonym przez Vlandasa (2021) wiek oraz płeć nie odgrywały roli w rozróżnieniu poparcia UBI na analizowanej próbie badawczej.

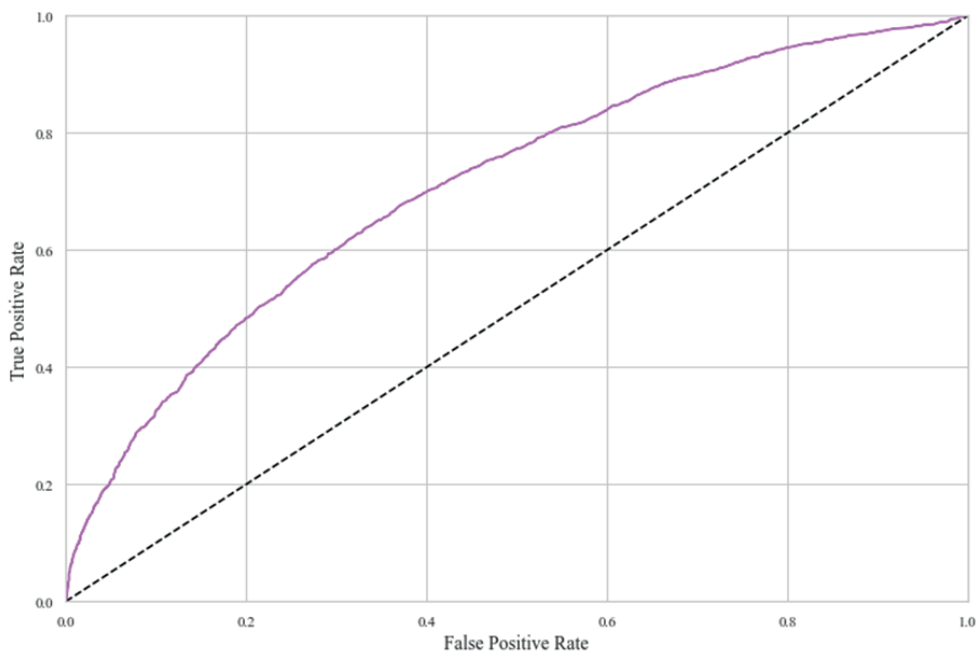
Lista zmiennych, które weszły do ostatecznego modelu logitowego, została przedstawiona w tab. 3. Obok nazw zmiennych w tab. 3 został umieszczony wyestymowany współczynnik regresji stojący przy danej zmiennej oraz wartość statystyki *Z* i odpowiadające jej *p-value* w teście *t* na istotność współczynnika regresji. Jak można zauważyć, *p-value* dla dwóch zmiennych (*education_level_low* oraz *subregion_northern*) przekroczyło przyjęty poziom istotności (0,05). Zdecydowano się mimo to umieścić te zmienne w modelu ze względu na istotność statystyczną dla pozostałych klas.

Tak opracowany model ze współczynnikami z tab. 3 charakteryzował się satysfakcjonującym dopasowaniem. Dokładność niniejszego modelu osiągnęła w przybliżeniu wynik równy 70%, co oznaczało, że poprawnie sklasyfikowanych zostało 70% obserwacji. Klasyfikator charakteryzował się także czułością na poziomie

Tabela 3. Wyniki estymacji ostatecznego modelu – lista zmiennych wraz z odpowiadającą wartością współczynnika regresji i statystyki Z oraz *p-value* w teście na jego statystyczną istotność

Zmienna	Współczynnik	Statystyka Z	<i>p-value</i>
<i>Const</i>	0,014	0,157	0,875
<i>education_level_low</i>	-0,010	-0,160	0,873
<i>education_level_medium</i>	0,140	2,560	0,010
<i>fulltime_job</i>	-0,197	-4,028	0,000
<i>has_children</i>	0,097	2,101	0,036
<i>never_heard</i>	-0,534	-7,656	0,000
<i>know_something</i>	0,413	7,068	0,000
<i>understand_fully</i>	0,797	11,898	0,000
<i>subregion_northern</i>	-0,038	-0,518	0,605
<i>subregion_southern</i>	0,230	3,381	0,001
<i>subregion_western</i>	-0,134	-2,093	0,036
<i>work_affect</i>	0,449	9,922	0,000
<i>equality_argument</i>	1,571	20,803	0,000
<i>stopwork_argument</i>	-0,353	-7,611	0,000

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 2. Krzywa ROC dla zbudowanego modelu

Źródło: opracowanie własne.

85%, precyzją o wielkości 70% oraz miarą F wynoszącą 77%. Krzywa ROC, będąca graficznym przedstawieniem odsetka wyników prawdziwie pozytywnych, czyli czułości (na osi $0Y$), oraz odsetka wyników fałszywie pozytywnych (na osi $0X$), została przedstawiona na rys. 2. Dodatkowo na wykres naniesiono losową predykcję, czyli sytuację, w której każdej wartości na osi $0X$ odpowiada ta sama wartość na osi $0Y$. Dobry klasyfikator powinien odbiegać od linii losowej predykcji, z kolei perfekcyjny klasyfikator skupiałby się wokół punktu $(0,1)$ (McClish, 1989). Krzywa ROC z rys. 2 potwierdziła zatem dość dobre dopasowanie modelu – naniesiona linia zbacza od losowej predykcji, a oszacowane pole pod wykresem, czyli współczynnik AUC wyniósł prawie 71%, co świadczy o dobrym dopasowaniu (McClish, 1989).

Przechodząc do interpretacji modelu, obliczono ilorazy szans na podstawie przedstawionych w tab. 3 współczynników regresji. Wartości poszczególnych ilorazów szans zostały zaprezentowane w tab. 4. Rozpatrując oszacowane ilorazy szans, można wysnuć wniosek, iż szansa, że respondent charakteryzujący się niskim poziomem edukacji zagłosował za wprowadzeniem UBI, była mniejsza niż u osoby z wysokim poziomem edukacji – iloraz szans pomiędzy tymi grupami wyniósł 0,990. Ponadto szansa, że osoba z najniższym poziomem wykształcenia wyraziła poparcie dla dochodu gwarantowanego, była mniejsza niż u osoby ze średnim poziomem (OR wyniósł wówczas 0,861). Osoby ze średnim poziomem edukacji z kolei okazały się bardziej przychylne omawianej idei aniżeli osoby z wysokim poziomem edukacji. Wniosek ten jest zatem nieco odmienny od przedstawionego przez Vlandasa (2021), który zaobserwował liniową zależność między edukacją a wyrażeniem poparcia. Mimo to, wysnuty wniosek może również mieć uzasadnienie, z uwagi na występowanie większego prawdopodobieństwa zjawiska bezrobocia wśród osób z niskim poziomem edukacji niż wśród pozostałych, a tym samym większego prawdopodobieństwa korzystania przez nich z zasiłków (Garrouste, Kozovska i Perez, 2010).

Analizując dalej wyniki ilorazów szans zawarte w tab. 4, zaobserwowano, iż fakt posiadania pracy na pełen etat oddziaływał destymulująco na popieranie idei bezwarunkowego dochodu podstawowego. Różnica pomiędzy grupami nie była jednak znaczna – osoby nieposiadające takiej formy współpracy były jedynie 1,218 raza bardziej skłonne zagłosować za wprowadzeniem UBI. Wyrażenie chęci na zmianę planów zawodowych po wprowadzeniu dochodu podstawowego wywierało zaś stymulujący wpływ na badane zjawisko. Przeciętna szansa u osoby, która zadeklarowała chęć zmiany lub zaprzestania pracy, lub zadeklarowała chęć innych zmian związanych z pracą po wprowadzeniu UBI (takich jak np. poświęcenie się hobby, zostanie freelancerem, spędzanie mniejszej liczby godzin na pracy, rozpoczęcie pracy w wolontariacie itd.) była większa 1,567 raza niż u osób, które takich chęci nie wyraziły. Posiadanie dzieci determinowało w podobnie stymulujący sposób ową deklarację – szansa na bycie zwolennikiem wśród osób posiadających dzieci w gospodarstwie domowym była 1,102 raza większa niż u pozostałych (niemających dzieci).

Tabela 4. Wartości ilorazów szans pomiędzy wybranymi klasami zmiennych

Zmienna	Wartość ilorazu szans
<i>education_level</i> : $\Psi_{low/high}$	0,990
<i>education_level</i> : $\Psi_{low/medium}$	0,861
<i>education_level</i> : $\Psi_{medium/high}$	1,150
<i>fulltime_job</i> : $\Psi_{yes/no}$	0,821
<i>has_children</i> : $\Psi_{yes/no}$	1,102
<i>awareness</i> : $\Psi_{never_heard/little}$	0,586
<i>awareness</i> : $\Psi_{little/know_something}$	0,662
<i>awareness</i> : $\Psi_{know_something/understand_fully}$	0,681
<i>subregion</i> : $\Psi_{northern/southern}$	0,765
<i>subregion</i> : $\Psi_{western/eastern}$	0,875
<i>subregion</i> : $\Psi_{northern/western}$	1,101
<i>subregion</i> : $\Psi_{southern/eastern}$	1,259
<i>work_affect</i> : $\Psi_{yes/no}$	1,567
<i>equality_argument</i> : $\Psi_{yes/no}$	4,811
<i>stopwork_argument</i> : $\Psi_{yes/no}$	0,703

Źródło: obliczenia własne.

Zależność między szansą na poparcie UBI a poziomem wiedzy na jego temat kształtowała się liniowo – wraz ze wzrostem wiedzy na temat koncepcji zwiększała się szansa na wyrażenie poparcia. Respondenci, którzy mieli pełną wiedzę na temat koncepcji, byli prawie 4 razy bardziej skłonni zagłosować za niż ci, którzy wcześniej nie słyszeli o tym pojęciu. Osoby odznaczające się pełnym zrozumieniem tematu były także prawie 1,5 raza bardziej popierające aniżeli respondenci ze średnim zrozumieniem tematu. Planując kolejne badanie, można by więc pójść o krok dalej i zbadać, czy osoby zainteresowane ekonomicznymi zagadnieniami są bardziej skłonne poprzeć tę ideę aniżeli pozostali.

Porównując wyniki ilorazu szans wśród poszczególnych klas podregionów europejskich, można dostrzec, iż np. wyrażenie poparcia UBI przez respondentów z północnej Europy (z Wielkiej Brytanii, Irlandii, Finlandii itd.) było mniej prawdopodobne niż u mieszkańców na południu Europy, ale z kolei bardziej (o 1,101) niż wśród mieszkających na Zachodzie. Natomiast szansa bycia zwolennikiem u osoby pochodzącej z Europy Wschodniej (m.in. z Polski, Czech, Węgier) była większa niż u osoby z Europy Zachodniej (1,143 raza). Porównując z kolei grupę respondentów pochodzącą z krajów południowych i wschodnich okazało się, że szansa na zagłosowanie za dochodem podstawowym była wyższa 1,259 raza u osób z Południa.

Najsilniej determinującym omawianą szansę czynnikiem było przywołanie przez respondenta argumentu o równości i sprawiedliwości takiego programu. Szansa na poparcie u osób, które uznały ten argument za jako najbardziej przeko-

nujący była aż 4,811 razy wyższa niż wśród tych, które nie wyróżniły niniejszego argumentu. Z kolei wyrażenie wśród argumentów *przeciw* swoich obaw związanych ze zniechęceniem ludzi do podejmowania pracy oddziaływało destymulująco na poparcie – szansa na bycie zwolennikiem u osoby, która wskazała ten argument za najbardziej istotny była niższa niż u osób przytaczających inny argument.

5. Podsumowanie

Koncepcja bezwarunkowego dochodu podstawowego jest zdecydowanie odmienną alternatywną koncepcją dla dotychczas realizowanych (warunkowych) programów świadczeń socjalnych. W swoim założeniu miałyby ona niwelować wady istniejących programów eskalujących niesprawiedliwość społeczną poprzez jednakowe rozdystrybuowanie dochodu dla wszystkich obywateli. Mimo to, dotychczas w żadnym kraju bezwarunkowy dochód podstawowy nie został w pełni zaimplementowany, a jedynie w niektórych częściach świata zdecydowano się na jego pilotaż lub snuto plany jego ewentualnego wprowadzenia w przyszłości.

W niniejszym artykule pochyłono się nad indywidualnymi cechami obywateli, które zwiększyłyby szansę poparcia UBI w ewentualnym referendum. Zauważono istnienie pewnej korelacji pomiędzy poziomem wykształcenia obywateli – wyrażenie poparcia było najbardziej prawdopodobne w grupie charakteryzującej się średnim poziomem edukacji, najmniej zaś w grupie z niskim. Zależność kształtowała się liniowo w przypadku poziomu wiedzy na temat omawianej koncepcji – im większa wiedza obywatela na jej temat, tym większa szansa na zadeklarowanie swojego poparcia. Kwestia posiadania pracy na pełen etat działała destymulująco na szansę wyrażenia poparcia, a posiadanie dzieci w gospodarstwie domowym już zwiększało ową szansę. Zauważono, że respondenci z krajów południowoeuropejskich byli bardziej przychylni niż pochodzący z Europy Wschodniej, Zachodniej oraz Północnej. Dodatkowo, respondenci, którzy deklarowali plany zmiany pracy, przekwalifikowania lub jej zaniechania okazali się bardziej popierający niżeli pozostali. Argument o równości tejże idei działał najbardziej stymulująco – szansa na poparcie UBI wśród osób, które uznały ten argument za najbardziej istotny wśród argumentów za w kwestionariuszu, była prawie 5 razy większa niż u pozostałych, którzy wskazali inną cechę za bardziej przekonującą. Z kolei respondenci, którzy wśród argumentów przeciw zauważali możliwą demotywację do pracy, byli mniej popierający niżeli reszta.

Niektóre wnioski, płynące ze zbudowanego modelu, rozmiągają się z tymi przedstawionymi wcześniej na łamach literatury. Na przykład na podstawie wykorzystanej próby badawczej nie udało się ustalić statystycznie istotnego związku między płcią oraz wiekiem respondenta a skłonnością do bycia zwolennikiem dochodu gwarantowanego. Prac, które podejmują niniejszą problematykę, jest natomiast na tyle mało, iż wciąż pozostaje pole do dalszej analizy i możliwości powiększenia jej zakresu o kolejne zmienne (np. o stopień zainteresowania ekonomią). Podjęta pro-

blematyka jest o tyle istotna, iż mogłaby przyczynić się do ewentualnego zidentyfikowania krajów, w których idea ta mogłaby zyskać aprobatę obywateli i większością głosów zostać wcielona w życie.

Literatura

- Agresti, A. (2007). *An introduction to categorical data analysis*. New York: Wiley.
- Baranowski, M. i Jabkowski, P. (2019). Basic income attitudes and welfare regimes: A comparative case study based on the survey results from selected European countries. *Studia Socjologiczne*, 2(233), 37–60. doi: 10.24425/sts.2019.126139
- Bastagli, F., Hagen-Zanker, J., Harman, L., Barca, V., Sturge, G., Schmidt, T. i Pellerano, L. (2016). *Cash transfers: What does the evidence say. A rigorous review of programme impact and the role of design and implementation features*. London: Overseas Development Institute, 1(7). doi: 10.13140/RG.2.2.29336.39687
- Bland, J. M. i Altman, D. G. (2000). The odds ratio. *BMJ*, 320(7247), 1468. doi: 10.1136/bmj.320.7247.1468
- Brown, J. D. (2001). Point-biserial correlation coefficients. *Statistics*, 5(3).
- Buck, J. L. i Finner, S. L. (1985). A still further note on Freeman's measure of association. *Psychometrika*, 50(3), 365–366. doi: 10.1007/BF02294111
- Colombino, U. (2019, marzec). Is unconditional basic income a viable alternative to other social welfare measures? *IZA World of Labor*. doi: 10.15185/izawol.128
- Coote, A. i Yazici, E. (2019). *Universal basic income: a union perspective*. London, UK: New Economics Foundation.
- Cramer, J. S. (1999). Predictive performance of the binary logit model in unbalanced samples. *Journal of the Royal Statistical Society: Series D (The Statistician)*, 48(1), 85–94.
- Cramer, J. S. (2002). *The origins of logistic regression* (Tinbergen Institute Working Paper No. 119(4)). doi: 10.2139/ssrn.360300
- Damon, J. i Marinescu, I. (2022). The labor market impacts of universal and permanent cash transfers: Evidence from the Alaska Permanent Fund. *American Economic Journal: Economic Policy*, 14(2): 315–340. doi: 10.1257/pol.20190299
- Fabre, A., Pallage, S. i Zimmermann, C. (2014). *Universal basic income versus unemployment insurance* (IZA Discussion Paper No. 8667). doi: 10.2139/ssrn.2534695
- Freeman, L. C. (1976). A further note on Freeman's measure of association. *Psychometrika*, 41(2), 273–275. doi: 10.1007/BF02291845
- Garrouste, C., Kozovska, K. i Perez, E. A. (2010, June). Education and long-term unemployment. *Third edition of the workshop "Geographical Localisation, Intersectoral Reallocation of Labour and Unemployment Differentials"* (GLUNLAB3), RCEF. doi: 10.2788/2840
- Gentilini, U., Grosh, M., Rigolini, J. i Yemstov, R. (2020). *Exploring universal basic income: A guide to navigating concepts, evidence, and practices*. Washington, DC: World Bank.
- Gołębiowski, G. (2017). Powszechny dochód podstawowy – argumenty za i przeciw. *Studia Ekonomiczne*, 334, 33–45.
- Haagh, L. i Rohregger, B. (2019). *Universal basic income policies and their potential for addressing health inequities*. Copenhagen: World Health Organization.
- Hamilton, L. i Martin-West, S. (2019). Universal basic income, poverty, and social justice: A moral and economic imperative for social workers. *Social Work*, 64(1), 321–328. doi: 10.1093/sw/swz028
- Hamilton, L., Yorgun, M. i Wright, A. (2021). "People nowadays will take everything they can get".

- American perceptions of basic income. *Journal of Policy Practice and Research*, 3(1), 77–95. doi: 10.1007/s42972-021-00035-0
- Hanna, R. i Olken, B. A. (2018). Universal basic incomes versus targeted transfers: Anti-poverty programs in developing countries. *Journal of Economic Perspectives*, 32(4), 201–226. doi: 10.1257/jep.32.4.201
- Hasdell, R. (2020). *What we know about universal basic income. A cross-synthesis of reviews*. Stanford, CA: Basic Income Lab.
- Hubert, L. (1974). A note on Freeman's measure of association for relating an ordered to an unordered factor. *Psychometrika*, 39, 517–520. doi: 10.1007/BF02291672
- Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., Setty, O. i Yedid-Levi, Y. (2022). *Universal basic income: Inspecting the mechanisms* (CEPR Discussion Paper No. DP16996). Pobrane z <https://cepr.org/publications/dp16996>
- Janson, S. i Vegelius, J. (1979). On generalizations of the G index and the Phi coefficient to nominal scales. *Multivariate Behavioral Research*, 14(2), 255–269. doi: 10.1207/s15327906mbr1402_9
- Jennings, M. K. (1991). Thinking about social injustice. *Political Psychology*, 12(2), 187–204. doi: 10.2307/3791461
- Jones, D. i Marinescu, I. (2022). The labor market impacts of universal and permanent cash transfers: Evidence from the Alaska permanent fund. *American Economic Journal: Economic Policy*, 14(2), 315–340.
- Junker, M., Hoch, R. i Dengel, A. (1999). On the evaluation of document analysis components by recall, precision, and accuracy. W: *Proceedings of the Fifth International Conference on Document Analysis and Recognition. ICDAR '99 (Cat No.PR00318)* (s. 713–716). doi: 10.1109/ICDAR.1999.791887
- Kautsky, K. i Stenning, H. J. (1959). *Thomas More and his Utopia*. New York: Russell & Russell.
- Kay, J. (2017). The basics of basic income. *Intereconomics*, 52(2), 69–74. doi: 10.1007/s10272-017-0648-9
- Lacey, A. (2017). Universal basic income as development solution? *Global Social Policy*, 17(1), 93–97. doi: 10.1177/1468018116684269
- Liddell, T. M. i Kruschke, J. K. (2018). Analyzing ordinal data with metric models: What could possibly go wrong? *Journal of Experimental Social Psychology*, 79, 328–348. doi: 10.1016/j.jesp.2018.08.009
- McClish, D. K. (1989). Analyzing a portion of the ROC curve. *Medical Decision Making*, 9(3), 190–195. doi: 10.1177/0272989X8900900307
- McKinsey & Company. (2019). *Globalization, robots, and universal basic income: Jason Furman on the future of work*. Pobrane z www.mckinsey.com/
- Mialhe, N. (2017). The policy challenges of automation. *Field Actions Science Reports, Special Issue 17*, 66–71.
- Misztal, P. (2018). Universal basic income. Theory and practice. *Managerial Economics*, 19(1), 103–116.
- Norton, E. C., Dowd, B. E. i Maciejewski, M. L. (2018). Odds ratios – current best practices. *Jama Guide to Statistics and Methods*, 320(1), 84–85. doi: 10.1001/jama.2018.6971
- Ostasiewicz, S., Rusnak, Z. i Siedlecka, U. (2006). *Statystyka. Elementy teorii i zadania*. Wrocław: Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu.
- Pasta, D. J. (2009). Learning when to be discrete: Continuous vs categorical predictors. *SAS Global Forum, 2009*, Paper 248.
- Pereira, R. (2015). Universal basic income and the cost objection: What are we waiting for? *World Economic Review*, 5, 1–21. Pobrane z <http://wer.worldeconomicsassociation.org/files/WEA-WER-5-Periera.pdf>

- Perkins, G., Gilmore, S. i Guttormsen, D. (2021). Analysing the impacts of universal basic income in the changing world of work: Challenges to the psychological contract and a future research agenda. *Human Resource Management*, 32(1), 1–18. doi: 10.1111/1748-8583.12348
- Psychologists for Social Change. (2017). *Universal basic income: a psychological impact assessment*. London: PAA. Pobrane z http://www.psychchange.org/uploads/9/7/9/7/97971280/ubi_for_web_updated.pdf
- Spence, T. (2004). The rights of infants (1797). W: J. Cunliffe i G. Erreygers (red.), *The origins of universal grants: an anthology of historical writings on basic capital and basic income* (s. 81–91). Basingstoke, New York: Palgrave Macmillan.
- Standing, G. (2017). *Basic income. A guide for the open-minded*. Yale: Yale University Press.
- Straubhaar, T. (2018). Universal basic income – new answer to new questions for the German welfare state in the 21st century. *CESifo Forum*, 19(3), 3–9.
- Tanner, M. (2015). The pros and cons of a guaranteed national income. *Cato Institute*, 773: Policy Analysis.
- Tate, R. F. (1954). Correlation between a discrete and a continuous variable. Point-biserial correlation. *The Annals of Mathematical Statistics*, 25(3), 603–607. doi: 10.1214/aoms/1177728730
- Tobin, J. (1966). The case for an income guarantee. *National Affairs*, 50, 31–41. Pobrane z <https://www.nationalaffairs.com/storage/app/uploads/public/58e/1a4/a17/58e1a4a171d05483845308.pdf>
- Van Parijs, P. (2014). A basic income and social justice: Why don't the philosophers agree? *Andamios* 11(25), 173–204.
- Van Parijs, P. (2000). A basic income for all. *Boston Review*, 23.
- Vlandas, T. (2021). The political economy of individual-level support for the basic income in Europe. *Journal of European Social Policy*, 31(1), 62–77. doi: 10.1177/0958928720923596
- Yu, H. i Ni, J. (2014). An improved ensemble learning method for classifying high-dimensional and imbalanced biomedicine data. *IEEE/ACM Trans Computational Biology and Bioinformatics*, 11(4), 657–666. doi: 10.1109/TCBB.2014.2306838
- Zeng, G. (2021). On the analytical properties of category encodings in logistic regression. *Communications in Statistics – Theory and Methods*. doi: 10.1080/03610926.2021.1939382

The Features Determining the Odds of Support for Universal Basic Income

Abstract: The concept of a basic income is considered primarily in the context of its potential benefits and risks. The paper focuses on a slightly different approach to the problem by directing attention to its declared supporters in order to establish the characteristics that determine the odds of expressing support. Based on a dataset from a survey conducted among citizens of European Union countries, a logistic regression model was built which describes analyzed odds. It was investigated that certain features (e.g. medium level of education, no full-time job, having children) had a stimulating effect on being supportive for universal basic income, while other features, such as age or gender, were not statistically significant. The results of the research may lead to the search for further features determining support for the universal basic income and may be helpful in identifying social groups that are marked by voting in favour of the mentioned concept in referendum.

Keywords: universal basic income, social benefits, logistic regression.