

Paweł Ulman

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

AWERSJA DO NIERÓWNOŚCI W SPOŁECZEŃSTWIE POLSKIM

1. Wstęp

Nierówności są jedną z kluczowych kategorii rozpatrywanych na gruncie nauk społecznych oraz nauk ekonomicznych. Zasadnicze znaczenie tej kategorii wynika z tego, że od początku historii ludzkości istniały nierówności w społecznościach ludzkich. Jednym z rodzajów tychże nierówności są te, które odnoszą się do sfery materialnej ludzkiej egzystencji, nazywane nierównościami ekonomicznymi lub materialnymi.

Prawdopodobnie nikt nie kwestionuje faktu istnienia oraz potrzeby istnienia¹ nierówności ekonomicznych w społeczeństwie. Natomiast dyskusyjne staje się ustalenie właściwego poziomu tychże nierówności². Nieco światła na ten problem rzucają twierdzenie Shorrocksa [Lambert 1993, s. 59] oraz tzw. uproszczone funkcje dobrobytu. Twierdzenie Shorrocksa łączy w sobie dobrobyt z nierównościami w rozkładzie dochodów. Pokazuje, że wraz ze spadkiem poziomu nierówności rośnie dobrobyt społeczny (*welfare*). W tym kontekście należałoby oczekiwać działań zmierzających do likwidacji nierówności po to, aby zwiększyć dobrobyt społeczny. Społeczeństwo więc powinno wykazywać wysoki poziom awersji do nierówności. Jednakże nacisk na obniżanie nierówności ekonomicznych jest ograniczony poziomem efektywności gospodarowania reprezentowanym we wspomnianym twierdzeniu przez wartość przeciętną dochodu. Łatwo sobie bowiem można wyobrazić, że dążenie do całkowitego zrównania dochodów doprowadzi do spadku efektywności. Patrząc od strony ekonomicznej, jest to jeden z powodów utrzymywania nierówności ekonomicznych. Ich poziom zależy więc od stopnia

¹ Nad motywami utrzymania i motywami przewyżczania nierówności można przeczytać w [Dobrobyt społeczny... 2004, s. 21-46].

² W pracy pominięto całkowicie problem redukcji zbyt wysokich nierówności ekonomicznych. O złożoności tego zagadnienia w szerokiej perspektywie przekonuje nas praca [Sen 2000].

awersji (niechęci) do nierówności. Im wyższa awersja, tym niższe nierówności, nawet kosztem obniżenia dobrobytu społecznego spowodowanego ewentualnym spadkiem efektywności gospodarowania.

Celem niniejszej pracy jest analiza poziomu awersji do nierówności w społeczeństwie polskim w 2005 r. Problem w tym, że pomiar wspomnianej awersji nie jest prosty. Temat zastosowanej metody analizy będzie szerzej omówiony w następnej części pracy, w której także zostanie zaprezentowany wykorzystywany zbiór danych statystycznych. Następnie zostaną przedstawione wyniki badań empirycznych, a całość opracowania zwięźczy podsumowanie.

2. Dane statystyczne i metoda pomiaru awersji

Dane statystyczne zostały pozyskane z badania budżetów gospodarstw domowych przeprowadzanego corocznie przez GUS. Na podstawie tego badania pozyskujemy informacje na temat dochodów i wydatków gospodarstw domowych oraz charakterystyk tych gospodarstw i ich członków. W związku z tym istnieje szerokie pole do przeprowadzenia badań w różnorodnych przekrojach analizowanej populacji. Wspomniane badanie budżetów gospodarstw domowych przeprowadzane jest metodą reprezentacyjną, przez co uzyskuje się próbę statystyczną, której liczebność w 2005 r. wynosiła 34 767 obserwacji.

W celu pomiaru awersji do nierówności wykorzystamy funkcję zwaną relatywną awersją do nierówności Arrowa-Pratta³ [Pratt 1964], zdefiniowaną następująco:

$$q_u(x) = \frac{-xU''(x)}{U'(x)}, \quad (1)$$

gdzie $U(x)$ jest funkcją użyteczności dochodu, w stosunku do której przyjmujemy standardowe założenia, a mianowicie, że jest różniczkowalna co najmniej dwa razy oraz że $U'(x) > 0$ i $U''(x) < 0$. Z matematycznego punktu widzenia funkcja (1) przedstawia stopień krzywizny funkcji użyteczności. Im ta krzywizna większa, tym większa jest awersja do nierówności w społeczeństwie. Z ekonomicznego punktu widzenia funkcja ta jest elastycznością funkcji użyteczności krańcowej i wyraża procentowe zmniejszanie użyteczności krańcowej, gdy dochód wzrasta o 1%.

Problem wykorzystania formuły (1) leży w tym, że użyteczność dochodu jest nieobserwowalna empirycznie. W związku z tym nie jesteśmy w stanie jednoznacznie odpowiedzieć na pytanie, jaką postać algebraiczną ma funkcja $U(x)$. Zaproponowana miara awersji do nierówności $q_u(x)$ ma tę zaletę, że jest niezależna od liniowej transformacji funkcji użyteczności, jednakże nie rozstrzyga to postaci tej

³ W rzeczywistości funkcja ta została zaproponowana do mierzenia awersji do ryzyka. Od strony formalnej nic nie stoi na przeszkodzie, aby potraktować nierówności ekonomiczne jako ryzyko. Ponadto takie postępowanie usprawiedliwia także eksperyment myślowy przytoczony w [Dobrobyt społeczny... 2004, s. 198; Lambert 1993, s. 89-91].

funkcji. Można więc spróbować przyjąć jakąś postać funkcji użyteczności spełniającą wspomniane założenia, przy czym dalej stoimy przed problemem estymacji parametrów tej funkcji.

Interesujący sposób określenia postaci i parametrów funkcji użyteczności (niejako pośrednio poszukując rozkładu dobrobytu) zaproponował S.M. Kot [*Dobrobyt społeczny...* 2004, s. 193-195]. Swoje poszukiwania oparł on na wykorzystaniu schematu dedukcyjnego *modus tollens*, którego istota polega na sprawdzeniu istnienia obserwowalnej konsekwencji empirycznej postawionej wcześniej hipotezy. Jeżeli nie obserwujemy tej konsekwencji w rzeczywistości, to oznacza, że hipoteza była nieprawdziwa. Co w naszym wypadku jest hipotezą, a co konsekwencją empiryczną? Hipotezą jest konkretna postać rozkładu dobrobytu, natomiast konsekwencją rozkład dochodów, który jest obserwowalny empirycznie. Pomiedzy tymi dwoma elementami stoi założona postać funkcji użyteczności, której zadaniem jest ocena dochodu w kontekście dobrobytu. Stawiając więc hipotezę o postaci rozkładu dobrobytu i postaci funkcji użyteczności, wyznaczamy oczekiwaną konsekwencję empiryczną, czyli rozkład dochodów. Jeśli uzyskana teoretyczna postać rozkładu dochodów jest zgodna z empiryczną obserwacją, to możemy uznać postawioną hipotezę za słuszną. W powyższej procedurze istotne jest to, że parametry przewidywanego rozkładu dochodów, mogą się wyrażać za pomocą nieznanymi parametrów rozkładu dobrobytu i funkcji użyteczności. Dysponując więc ocenami parametrów rozkładu dochodów, możemy oszacować pozostałe zbiory parametrów: nieobserwowalnego rozkładu dobrobytu i nieobserwowalnej funkcji użyteczności. Nas interesują parametry funkcji użyteczności.

W dalszych rozważaniach będziemy korzystać z następującej postaci funkcji użyteczności (por. [*Dobrobyt społeczny...* 2004, s. 199; Lambert 1993, s. 101]):

$$U(x) = \begin{cases} \frac{x^{1-\alpha}}{1-\alpha}, & \text{dla } \alpha < 1 \\ \ln x, & \text{dla } \alpha = 1, \\ -\frac{x^{-(\alpha-1)}}{\alpha-1}, & \text{dla } \alpha > 1 \end{cases} \quad (2)$$

gdzie α jest tu jedynym parametrem⁴. Ponadto łatwo zauważyć, że pierwsza i trzecia postać funkcji (2) jest matematycznie tożsama. Rozróżnia się je ze względu na interpretację ekonomiczną. Awersja do nierówności wyznaczona za pomocą wzoru (1) przy użyciu funkcji (2) daje w wyniku wartość α dla pierwszej i trzeciej formy tej funkcji oraz wartość 1 dla drugiej formy. Powyższe wyniki eliminują z dalszych rozważań postać drugą rozważanej funkcji. Ostatecznie z pewnych względów weźmiemy pod uwagę trzecią postać funkcji. O tych powodach wspomina S.M. Kot.

⁴ W bardziej rozbudowanej wersji wprowadza się jeszcze dwa parametry pozwalające na liniową transformację podanej funkcji. Jak już wcześniej wspomniano, miara awersji do nierówności $g_w(x)$ jest niezależna od liniowej transformacji funkcji użyteczności. W związku z tym niecelowym byłoby rozszerzanie zbioru parametrów do estymacji.

W pracy [Dobrobyt społeczny... 2004, s. 203] wykazano, że dla funkcji użyteczności (2) w trzeciej jej postaci rozkład dobrobytu o dystrybuancie $G(w) = (1 - \beta w^{-1})^{-\gamma}$ (dla $w < 0$, β i $\gamma > 0$)⁵ przewiduje rozkład dochodów Burra typu

III o dystrybuancie $F(x) = (1 + \frac{\beta}{\alpha - 1} x^{-(\alpha - 1)})^{-\gamma}$ (α , β , γ – nieznanne parametry roz-

kładu dobrobytu i funkcji użyteczności). W wielu opracowaniach naukowych pokazano, że ten rozkład jest jednym z teoretycznych rozkładów najlepiej opisujących empiryczne rozkłady dochodów (por. [Kot 2000, s. 121; McDonald, Xu 1995]). W praktyce dla szacowania parametrów rozkładu Burra III stosuje się następującą postać funkcyjną: $F(x) = (1 + ax^{-b})^{-c}$. Teraz wystarczy porównać te dwie funkcje, aby uzyskać oszacowania parametrów α , β , γ na podstawie parametrów a , b oraz c . W efekcie uzyskujemy następujące równości: $\alpha = b + 1$ (3a); $\beta = a \cdot b$ (3b); $\gamma = c$ (3c), z których zasadnicze znaczenie dla celu niniejszej pracy ma (3a).

W celu oszacowania parametrów a , b oraz c możemy wykorzystać MNW. W ten sposób uzyskamy możliwość określenia parametru α , czyli awersji do nierówności w społeczeństwie polskim. Dla zbadania zależności poziomu awersji do nierówności od określonych charakterystyk gospodarstwa domowego przeprowadzimy procedurę estymacji parametru α w odpowiednich przekrojach badanej zbiorowości.

3. Wyniki empiryczne

Spośród danych z badania budżetów gospodarstw domowych z 2005 r. do analizy został wzięty dochód rozporządzalny na osobę w gospodarstwie domowym oraz dochód (w przeliczeniu na osobę) określony przez respondenta jako ten, który uznałby on dla swego gospodarstwa za dobry. To drugie podejście pozwoli spojrzeć na problem awersji do nierówności od strony postulowanego jej poziomu.

Tabela 1. Wynik estymacji parametrów rozkładu dochodu na osobę oraz rozkładu dochodu postulowanego na osobę

Parametr	Ocena	Błąd stand.	Statystyka t	Wartość p
Dochód rzeczywisty				
a	-18,7353	0,06185	-302,90	0,0000
b	2,88170	0,00844	341,23	0,0000
c	0,89056	0,00501	177,85	0,0000
Wartość logarytmu wiarygodności = -725 726, Wartość AIC = 1 451 458, n = 34 569				
Dochód postulowany				
a	-21,9770	0,08297	-264,87	0,0000
b	3,29638	0,01097	300,54	0,0000
c	1,17542	0,00905	129,92	0,0000
Wartość logarytmu wiarygodności = -737 231, Wartość AIC = 1 474 468, n = 34 767				

Źródło: obliczenia własne.

⁵ Jest to ujemny rozkład Burra typu II.

Jeśli więc potraktuje się awersję do nierówności jako kategorię w dużej mierze subiektywną, to racjonalnym działaniem wydaje się jej analiza na podstawie dochodów określanych subiektywnie. Jako charakterystyki gospodarstwa domowego wzięto pod uwagę: klasę miejscowości położenia gospodarstwa domowego; grupę społeczno-ekonomiczną, do której gospodarstwo należy; wykształcenie oraz wiek głowy gospodarstwa domowego.

W tab. 1 pokazano przykładowe wyniki estymacji parametrów a , b , c rozkładu dochodów na osobę oraz rozkładu dochodów postulowanych na osobę dla ogółu społeczeństwa polskiego w 2005 r.

Zgodnie z formułą (3a) awersja do nierówności określona na podstawie rzeczywistego dochodu wynosi 3,88, natomiast na podstawie dochodu postulowanego – 4,30. Wynika z tego, że jeśliby pozwolić społeczeństwu „dowolnie” kształtować rozkład dochodów, to preferowałoby ono mniejszy poziom nierówności niż ten w rzeczywistości obserwowany. Innymi słowy, społeczeństwo wyraża większą niechęć do nierówności niż ta, którą wyraziło poprzez działania ekonomiczno-polityczne w dziedzinie dystrybucji i redystrybucji dochodów. Zauważmy, że wartość parametru a jest zasadniczo wyższa niż 1, która to wartość jest standardowo przyjmowana w analizach dobrobytu i nierówności na podstawie indeksu Atkinsona (zob. [Atkinson 1970]). Wszystkie oceny parametrów są istotne statystycznie.

W analogiczny sposób jak wyżej oszacowany został poziom awersji do nierówności w poszczególnych przekrojach. Rozpatrzmy więc na początek kształtowanie się awersji do nierówności w społeczeństwie ze względu na wykształcenie głowy gospodarstwa domowego (zob. tab. 2).

Tabela 2. Poziom awersji do nierówności oraz wartość współczynnika Giniego w podziale ze względu na wykształcenie głowy gospodarstwa domowego

Poziom wykształcenia	Dochód rzeczywisty		Dochód postulowany	
	awersja	współczynnik Giniego	awersja	współczynnik Giniego
Co najwyżej gimnazjalne	4,72	0,312	4,62	0,284
Zasadniczy zawodowy	4,35	0,315	4,74	0,260
Średni ogólny	4,45	0,305	4,63	0,269
Średni zawodowy	4,51	0,305	4,66	0,262
Wyższy	3,97	0,400	4,31	0,281

Źródło: obliczenia własne.

Zauważmy, że awersja do nierówności w poszczególnych grupach wykształcenia jest zdecydowanie wyższa niż dla ogółu społeczeństwa. Najwyższą awersją charakteryzują się osoby zamieszkałe w gospodarstwach domowych prowadzonych przez osoby o najniższym poziomie wykształcenia. Zasadniczo niższą awersję obserwujemy w grupie osób mieszkających w gospodarstwach mających za głowę osobę z wykształceniem wyższym. Zauważmy ponadto, że awersja wyznaczona na podstawie postulowanego dochodu, oprócz wyższego jej poziomu, jest mniej zróżnicowana, niż ma to miejsce w przypadku rzeczywistego dochodu. Wynika z tego, że społeczeństwo

czeństwo ma mniej więcej taką samą postawę co do nierówności ekonomicznych niezależnie od poziomu wykształcenia. Potwierdzają to niezbyt zróżnicowane wartości współczynnika Giniego wyznaczone dla postulowanego dochodu.

Inaczej przedstawia się sytuacja, jeśli podzielimy badaną zbiorowość osób ze względu na wiek głowy gospodarstwa domowego. W tab. 3 pokazano poziom awersji do nierówności i poziom samych nierówności dla czterech klas wieku głowy gospodarstwa.

Tabela 3. Poziom awersji do nierówności oraz wartość współczynnika Giniego w podziale ze względu na wiek głowy gospodarstwa domowego

Klasa wieku	Dochód rzeczywisty		Dochód postulowany	
	awersja	współczynnik Giniego	awersja	współczynnik Giniego
Do 35 lat	3,47	0,400	3,99	0,303
Od 36 do 45 lat	3,73	0,360	4,43	0,273
Od 46 do 55 lat	3,89	0,355	4,57	0,280
Powyżej 55 lat	4,69	0,294	5,04	0,260

Źródło: obliczenia własne.

Awersja do nierówności jest rosnącą funkcją wieku zarówno w przypadku dochodu rzeczywistego, jak i postulowanego. Najmniejszą niechęć do nierówności przejawiają osoby młode, natomiast bardzo wysokim jej poziomem charakteryzują się osoby starsze. Potwierdzenie tych wniosków znajdujemy również w kształtowaniu się nierówności mierzonych współczynnikiem Giniego. Takie wyniki nie powinny nas dziwić. Należało się bowiem spodziewać większego respektu do nierówności osób starszych oraz większego wyrównania ich dochodów uzyskiwanych w dużej mierze ze świadczeń emerytalnych.

Jeśli weźmiemy pod uwagę podział badanej zbiorowości ze względu na klasę miejscowości położenia gospodarstwa domowego, to nie można zauważyć wyraźnej tendencji zmian poziomu awersji do nierówności (zob. tab. 4). Jedynie w naj-

Tabela 4. Poziom awersji do nierówności oraz wartość współczynnika Giniego w podziale ze względu na klasę miejscowości położenia gospodarstwa domowego

Klasa miejscowości	Dochód rzeczywisty		Dochód postulowany	
	awersja	współczynnik Giniego	awersja	współczynnik Giniego
Wieś	4,08	0,341	4,60	0,271
Miasto – pon. 20 tys.	4,38	0,321	4,73	0,266
Miasto – 20 do 100 tys.	4,14	0,322	4,62	0,268
Miasto – 100 do 200 tys.	4,23	0,324	4,58	0,275
Miasto – 200 do 500 tys.	4,07	0,332	4,58	0,273
Miasto – pow. 500 tys.	3,78	0,358	4,40	0,286

Źródło: obliczenia własne.

większych miastach jest ona znacznie niższa niż w innych klasach miejscowości, jeśli weźmie się pod uwagę rzeczywiste dochody. Jeśli jednak rozpatrujemy do-

chody postulowane, to te różnice są już stosunkowo niewielkie. Wartości współczynnika Giniego potwierdzają te wnioski. Zauważmy, że postulowane nierówności wewnątrz badanych grup są do siebie zbliżone.

Interesujących wyników możemy się spodziewać, jeśli rozpatrzemy poziom awersji do nierówności w podziale ze względu na grupę społeczno-ekonomiczną, do której należy dane gospodarstwo. Wyniki zaprezentowano w tab. 5.

Tabela 5. Poziom awersji do nierówności oraz wartość współczynnika Giniego w podziale ze względu na grupę społeczno-ekonomiczną gospodarstwa domowego

Grupa społeczno-ekonomiczna	Dochód rzeczywisty		Dochód postulowany	
	awersja	współczynnik Giniego	awersja	współczynnik Giniego
Pracowników	3,66	0,356	4,30	0,283
Rolników	3,44	0,434	4,42	0,283
Pracujących na własny rachunek	3,69	0,374	4,34	0,285
Emerytów	5,30	0,265	5,25	0,250
Rencistów	4,07	0,325	4,37	0,294
Utrzymujących się z niezarobkowych źródeł	3,53	0,390	3,79	0,332

Źródło: obliczenia własne.

Niespodziewanie najniższym poziomem awersji charakteryzowali się członkowie gospodarstw rolniczych, gdzie zaobserwowano również najwyższy poziom nierówności. Jeżeli jednak spojrzymy na awersję wyznaczoną na podstawie dochodu postulowanego, to okazuje się, że jest ona na jednym z wyższych poziomów, a rozmiar nierówności ekonomicznych jest porównywalny z nierównościami w pozostałych grupach. Wysoki poziom awersji do nierówności w przypadku emerytów potwierdza wcześniejsze spostrzeżenia poczynione przy analizie poziomu awersji ze względu na wiek głowy gospodarstwa domowego. Najwyższy poziom nierówności dopuszczają osoby zamieszkałe w gospodarstwach utrzymujących się z niezarobkowych źródeł. Pamiętać jednak należy, że źródłem dochodów tego typu gospodarstw mogą być zasiłki z ubezpieczeń społecznych, jak i dochody z własności, co powoduje, że możemy mieć do czynienia z gospodarstwami bardzo ubogimi lub całkiem majątnymi.

Kończąc rozważania nad awersją do nierówności, zwróćmy uwagę, że nie determinuje ona jednoznacznie poziomu nierówności mierzonego za pomocą współczynnika Giniego. Wartość współczynnika Giniego w rozkładzie Burra typu III zależy od dwóch parametrów: b oraz c [Kot 2000, s. 123]. Poprzez parametr b zgodnie ze wzorem (3a) następuje związek poziomu nierówności oraz awersji do nierówności. Może się więc okazać, że przy podobnym poziomie awersji do nierówności obserwować będziemy różne poziomy nierówności.

Podsumowując wyniki dokonanego badania, zauważmy, że awersja do nierówności nie jest stała w społeczeństwie. Największe zróżnicowanie awersji obserwujemy w podziałach ze względu na wiek głowy gospodarstwa domowego oraz ze względu na grupę społeczno-ekonomiczną, do której należy gospodarstwo. W po-

zostałych przekrojach to zróżnicowanie jest stosunkowo niewielkie. Poziom awersji do nierówności wyznaczony na podstawie dochodu postulowanego jest zazwyczaj wyższy niż oceniony na podstawie dochodu rzeczywistego. Sugeruje to, że oczekiwania społeczne związane są z redukcją nierówności.

Potwierdzone zostało ponownie [Kot 2004, s. 267], że poziom awersji do nierówności (α) jest zasadniczo wyższy niż 1, co ma znaczenie dla zastosowania niektórych miar nierówności, takich jak indeks Atkinsona czy indeksy nierówności z rodziny miar uogólnionej entropii [Lambert 1993, s. 117].

Pokazano, że wzrost awersji do nierówności powoduje spadek wartości współczynnika Giniego, jednakże jego wartość zależy także od poziomu parametru c rozkładu Burra. Przyjmując rozsądny zakres wartości zarówno awersji do nierówności, jak i parametru c (w naszych badaniach parametr c przyjmował wartości z przedziału 0,598 do 1,743), można zauważyć, że zasadniczy wpływ na poziom nierówności ma awersja do nierówności.

Literatura

- Atkinson A.B. (1970), *On the Measurement of Inequality*, „Journal of Economic Theory”, vol. 2, s. 244-263.
- Dobrobyt społeczny, nierówności i sprawiedliwość dystrybucyjna* (2004), red. S.M. Kot, A. Maławski, A. Węgrzecki, AE, Kraków.
- Kot S.M. (2000), *Ekonometryczne modele dobrobytu*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków.
- Kot S.M. (2004), *Awersja do nierówności a nierówności w Polsce w okresie transformacji*, [w:] *Przestrzenno-czasowe modelowanie i prognozowanie zjawisk gospodarczych*, red. A. Zeliś, AE, Kraków.
- Lambert P.J. (1993), *The Distribution and Redistribution of Income. A Mathematic Analysis*, Manchester University Press, Manchester-New York.
- McDonald J.B., Xu Y.J. (1995), *A Generalization of the Beta Distribution with Applications*, „Journal of Econometrics”, vol. 66, s. 133-152.
- Pratt J.W. (1964), *Risk Aversion in the Small and in the Large*, „Econometrica”, vol. 32, s. 122-136.
- Sen A.K. (2000), *Nierówności. Dalsze rozważania*, Znak, Kraków.

INEQUALITY AVERSION IN THE POLISH SOCIETY

Summary

The aim of the paper is to investigate the inequality aversion in the Polish society. The measurement of aversion was made with the use of the Arrow-Pratt function that was based on the utility function. The deductive pattern of thought *modus tollens* (employed to estimate welfare distribution) was used in order to determine the form of utility function and to estimate its parameters. This approach allowed to assess the level of the inequality aversion in different sections of Polish society in 2005. The statistical data were taken from the sample surveys of households budgets carried out by the CSO in Poland.