

Włodarczyk, J. (2006). Współzależność preferencji a poparcie dla euro w Polsce, w: B. Fiedor, M. Gorynia, Ł. Hardt (red. nauk.): Jednorodność czy pluralizm. Rozważania nad naturą nauk ekonomicznych i gospodarki, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Warszawa 2021, s. 331-340.

Julia Włodarczyk*

Współzależność preferencji a poparcie dla euro w Polsce¹

Wprowadzenie

Polska jest krajem, w którym poparcie dla wprowadzenia euro w ostatnich latach było stosunkowo niskie. W roku 2018 wyniosło ono 48% i było niższe niż w Rumunii (69%), na Węgrzech (59%) oraz w Bułgarii (51%), a wyższe niż w Czechach (33%), Szwecji (40%) oraz Chorwacji (47%). Podobnie jak w poprzednich latach w krajach zobowiązanych do wprowadzenia euro mężczyźni byli na ogół bardziej pozytywnie nastawieni wobec wspólnej waluty niż kobiety, a poparcie było mniejsze wśród pracowników fizycznych oraz osób gorzej poinformowanych na temat integracji monetarnej. Poza tym istotne znaczenie miały indywidualne oczekiwania respondentów co do pozytywnych lub negatywnych skutków wprowadzenia euro [KE, 2018].

Szczegółowe analizy przeprowadzone dla Polski wykazały następujące determinanty poparcia dla wprowadzenia euro: wiedza ekonomiczna, orientacja polityczna, wiek, dochód oraz status zawodowy [Osińska, Torój, 2012]. Udokumentowano również rolę wykształcenia, przywiązania do złotego, obawy przed utratą tożsamości narodowej oraz zaufania wobec instytucji monetarnych [Matyja i in., 2014]. Najnowsze badania [Włodarczyk, 2018] pozwoliły na uzupełnienie listy determinant m.in. o: miejsce zamieszkania, zadowolenie z życia, dumę z polskich symboli kulturowych i historycznych, znajomość języków obcych i deklarowane znaczenie porównań dochodów. Co istotne, były to pierwsze badania uwzględniające także współzależność preferencji, ujmowaną przez pryzmat położenia jednostki w hierarchii dochodowej. Badania te pokazały istotny wpływ pozycji w grupie referencyjnej oraz relatywnej deprivacji na poparcie dla euro.

* Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach, Katedra Ekonomii.

¹ Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2013/09/D/HS4/01157.

Celem rozdziału jest poszerzenie analiz zaprezentowanych w pracy Włodarczyk [2018] o szerszy zestaw zmiennych objaśniających poparcie dla euro w Polsce, w tym o zmienne obrazujące współzależność preferencji, które dotychczas nie zostały objęte badaniem (np. relatywna gratyfikacja) lub zostały zdefiniowane w odmienny sposób.

W dalszej części rozdziału poruszono problem współzależności preferencji w badaniach ekonomicznych, przedstawiono sposób pomiaru kluczowych zmiennych, źródło danych oraz zastosowaną metodę estymacji, a następnie przedstawiono wyniki estymacji uporządkowanych modeli probitowych opisujących determinanty poparcia dla euro w Polsce. Na zakończenie podsumowano przeprowadzone rozważania.

1. Współzależność preferencji w badaniach ekonomicznych

Współzależność preferencji oznacza, że decyzje, zachowania czy odczucia jednostki (np. jej użyteczność) są uzależnione od określonych zachowań czy atrybutów innych osób (np. ich dochodów). Problematyka współzależności preferencji została dostrzeżona stosunkowo dawno, natomiast do jej spopularyzowania przyczyniły się prace Thornsteina Veblena, który opisał m.in. podporządkowanie się przez podmioty niżej sytuowane w hierarchii majątkowo-dochodowej standardom konsumpcji podmiotów najzamożniejszych [Veblen, 1971]. Efekt Veblena, podobnie jak efekty owczego pędu czy snobizmu, które wyjaśniają wpływ efektów zewnętrznych na użyteczność jednostki [Leibenstein, 1950], weszły do kanonu nauczania mikroekonomii, ale nie wpłynęły znacząco na modelowanie zarówno na poziomie mikroekonomicznym, jak i makroekonomicznym, chociaż to właśnie w skali makroekonomicznej wyraźnie zarysowują się związki między postawami a zachowaniami [Katona, 1979].

Wyjątek w tym względzie stanowiła teoria konsumpcji zaproponowana przez Jamesa Duesenberry'ego, wiążąca poziom wydatków konsumpcyjnych jednostki z wydatkami konsumpcyjnymi jej otoczenia (hipoteza dochodu relatywnego). Duesenberry zauważył, że w pracach analitycznych zazwyczaj zakłada się niezależność preferencji indywidualnych, mimo tego, że istnieje wiele przesłanek psychologicznych i socjologicznych przemawiających za współzależnością preferencji [Duesenberry, 1949].

W latach 50. XX wieku teoria Duesenberry'ego została zdominowana przez teorię cyklu życia [Modigliani, Brumberg, 1954] oraz hipotezę dochodu permanentnego [Friedman, 1957]. Koncentracja na maksymalizacji użyteczności determinowanej przez obecny i przyszły dochód jednostki bez uwzględniania procesów zachodzących w jej otoczeniu (zwłaszcza kształtowania

się dochodów innych osób), doprowadziła do wygaszenia zainteresowania współzależnością preferencji. Tymczasem nieuwzględnianie tego zjawiska w modelach mikroekonomicznych (np. popytu konsumpcyjnego) okazało się jednym z czynników prowadzących do zniekształconych predykcji odnoszących się do popytu zagregowanego [Alessie, Kapteyn, 1991].

Ponowne zainteresowanie uwzględnieniem współzależności preferencji było związane m.in. z rozwojem technik ekonometrycznych [Kapteyn i in., 1997] oraz rosnącą popularnością teorii perspektywy, zgodnie z którą jednostki interpretują wyniki podejmowanych decyzji lub zachodzących procesów w sposób względny, a nie w kategoriach absolutnych zmian wartości ich dochodu, majątku czy dobrobytu. Poziom referencyjny może odnosić się nie tylko do własnych doświadczeń czy oczekiwań, ale także do sytuacji innych osób [Kahneman, Tversky, 1979].

W latach 90. XX wieku badano m.in. wpływ współzależności preferencji na decyzje na rynku pracy, a zwłaszcza na decyzje dotyczące podaży godzin pracy [Woittiez, Kapteyn, 1998; Aronsson i in., 1999]. Obecnie najwięcej badań uwzględniających dochody innych osób dotyczy satysfakcji z życia [por. np. McBride, 2001; Ferrer-i-Carbonell, 2005; Luttmer, 2005; Senik, 2008; Caporale i in., 2009; Sharpe i in., 2010; Clark, Senik, 2010; Paul, Guilbert, 2013; Latif, 2016]. W większości prac autorzy koncentrują się na dochodzie referencyjnym (definiowanym najczęściej jako średni dochód grupy odniesienia) lub dochodzie relatywnym (obliczanym jako stosunek dochodu indywidualnego do dochodu referencyjnego). Okazuje się jednak, że w badaniach satysfakcji z życia współzależność preferencji jest precyzyjniej ujęta przez zmienne związane z relatywną deprawacją niż przez dochód referencyjny lub relatywny [Włodarczyk, 2018].

2. Relatywna deprawacja i gratyfikacja – istota koncepcji i ich pomiar

W związku z opisaną przez Veblena tendencją do porównywania się z podmiotami usytuowanymi wyżej w hierarchii społecznej, jednostka charakteryzująca się współzależnymi preferencjami może doświadczać zmniejszonej satysfakcji z powodu relatywnej deprawacji². Jednostka doświadcza relatywnej deprawacji w odniesieniu do obiektu X, jeżeli nie posiada X, postrzega, że inna osoba (względnie dana jednostka w przeszłości lub oczekiwanej przyszłości)

² Teoretycznie, jednostka może optymistycznie interpretować wyższe dochody grupy referencyjnej jako sygnał zapowiadający osiągnięcie przez nią wyższych dochodów w przyszłości. W praktyce efekt tunelu (sygnalizowania) występuje przede wszystkim na wczesnych etapach dynamicznego rozwoju gospodarczego, gdy rosnące nierówności społeczne nie są przez jakiś okres czasu postrzegane przez społeczeństwo jako zjawisko negatywne [Hirschman, Rothschild, 1973].

lub osoby posiadają X, dąży do posiadania X, a także uważa, że posiadanie X jest możliwe do zrealizowania [Runciman, 1966].

Odnosząc pojęcie relatywnej deprivacji wyłącznie do porównań dochodów, najczęściej formalizuje się je jako sumę nadwyżek dochodów osób zarabiających więcej niż jednostka, znormalizowaną przez rozmiary danej grupy czy populacji [por. np. Yitzhaki, 1979; Stark, Hyll, 2011]. Takie ujęcie odpowiada pełnej transparentności przestrzeni dochodowej (każda jednostka ma pełną wiedzę na temat dochodów pozostałych osób w grupie lub populacji).

W niniejszym rozdziale przyjmuje się, że jednostki nie znają wysokości wszystkich dochodów w populacji, a jedynie przybliżoną wartość w swoim otoczeniu. Dlatego też zakłada się, że relatywna deprivacja (*RD*) jest równa różnicy między dochodem referencyjnym a dochodem jednostki, jeżeli jednostka uzyskuje dochód niższy niż dochód referencyjny:

$$RD = \begin{cases} 0, & \text{jeżeli } y_i \geq y_i^* \\ y_i^* - y_i, & \text{jeżeli } y_i < y_i^* \end{cases}$$

gdzie y_i oznacza indywidualny dochód jednostki i , a y_i^* to dochód referencyjny. Dochód referencyjny (y_i^*) stanowi średnią arytmetyczną wszystkich dochodów osób z grupy odniesienia, natomiast grupa odniesienia jest arbitralnie zdefiniowana na podstawie kryterium płci, wieku (18–34, 35–64 i ponad 65 lat) oraz wykształcenia (wyróżniono trzy kategorie: wykształcenie podstawowe, gimnazjalne i zasadnicze zawodowe łącznie; średnie, policealne i pomaturalne łącznie oraz wyższe). Zgodnie z tymi założeniami zdefiniowano 18 grup odniesienia.

Analogicznie, jeżeli jednostka uzyskuje dochód wyższy niż dochód referencyjny, zakłada się, że doświadcza ona relatywnej gratyfikacji (*RG*):

$$RG = \begin{cases} y_i - y_i^*, & \text{jeżeli } y_i \geq y_i^* \\ 0, & \text{jeżeli } y_i < y_i^* \end{cases}$$

Bada się także wpływ samej pozycji, wprowadzając zmienną binarną pozycja (–), przyjmującą wartości równe 1, jeżeli dochód jednostki jest niższy niż dochód referencyjny:

$$Pozycja (-) = \begin{cases} 0, & \text{jeżeli } y_i \geq y_i^* \\ 1, & \text{jeżeli } y_i < y_i^* \end{cases}$$

Ponadto w ramach analizy wrażliwości przyjmuje się odmienne założenia co do dochodu referencyjnego: dla relatywnej deprivacji zamiast średniego dochodu grupy odniesienia oblicza się średnią arytmetyczną dla trzech najwyższych wartości dochodu, a dla relatywnej gratyfikacji – średnią arytmetyczną z trzech najniższych, ale niezerowych wartości dochodu. Taka specyfikacja pozwala stwierdzić, czy dominujące w literaturze założenie, że

dochód referencyjny stanowi średni dochód grupy odniesienia, znajduje poparcie w danych. We wszystkich przypadkach zachowano tę samą definicję grup odniesienia.

3. Źródło danych i metoda estymacji

Obliczenia zaprezentowane w części empirycznej opierają się na danych pierwotnych, pochodzących z badania przeprowadzonego od 12 grudnia 2016 r. do 3 stycznia 2017 r. na próbie $N = 1000$ dorosłych Polaków. Szczegóły związane z doбором próby oraz ważeniem jednostek analizy zostały omówione w pracy Włodarczyk [2018].

Pozyskane dane pozwoliły na konstrukcję modelu bazowego, w którym zmienną objaśnianą jest poparcie dla euro (mierzone w skali od 1 do 5)³, a zmienne objaśniające obejmują:

- zmienne nominalne: płeć (2 kategorie), status zawodowy (7 kategorii), stan cywilny (5 kategorii), miejsce zamieszkania (5 kategorii), województwo (16 kategorii), orientacja polityczna (5 kategorii),
- zmienne porządkowe: wykształcenie (5 poziomów), znajomość języków obcych (3 poziomy), satysfakcja z życia (mierzona w skali od 0 do 10), deklarowana gotowość do podejmowania ryzyka (mierzona w skali od 0 do 10), deklarowana akceptacja nierówności (mierzona w skali od 0 do 10), duma z politycznego i ekonomicznego systemu Polski (mierzona w skali od 1 do 5), duma ze złotego (mierzona w skali od 1 do 5), duma z symboli kulturowych i historycznych (zmienna przekodowana ze zmiennej pięciostopniowej na zmienną czterostopniową ze względu na problem doskonałej prognozy dotyczący dwóch obserwacji, występujący w przypadku kodowania oryginalnego),
- zmienne ilorazowe: dochód (po przekształceniu ujęty jako logarytm dochodu) oraz wiek (dla uchwycenia ewentualnej nieliniowości ujęty również jako $\text{wiek}^2/100$).

W pozostałych modelach uwzględniono zdefiniowane wcześniej zmienne związane z relatywną deprawacją i gratyfikacją oraz zmienną binarną pozycja (–).

Wybór procedury estymacji był podyktowany charakterem pozyskanych danych. Zmienna objaśniana, czyli poparcie dla euro, jest zmienną porządkową. W przypadku porządkowych zmiennych objaśnianych stosuje się najczęściej uporządkowane modele probitowe lub logitowe. Celem ułatwienia porównań wyników badań z rezultatami

³ Respondenci byli proszeni o określenie na 5-stopniowej skali, w jakim stopniu zgadzają się, żeby euro zastąpiło złotego (1 – zdecydowanie się nie zgadzam, 2 – raczej się nie zgadzam, 3 – ani się zgadzam, ani się nie zgadzam, 4 – raczej się zgadzam, 5 – zdecydowanie się zgadzam).

przedstawionymi w pracy Włodarczyk [2018] w części empirycznej szacowane są uporządkowane modele probitowe, zgodnie ze wzorem:

$$P_i^*(\text{€}) = f_1(y_i^*) + f_2(y_i, x_{1i}, \dots, x_{ni}) + \varepsilon_i,$$

gdzie $P_i^*(\text{€})$ jest nieobserwowalną (ukrytą) zmienną reprezentującą poparcie dla euro przez jednostkę i , y_i^* oznacza dochód referencyjny jednostki i , y_i to jej dochód indywidualny, a zmienne x_{1i}, \dots, x_{ni} to pozostałe zmienne kontrolne wymienione powyżej. W modelu bazowym $f_1(y_i^*) = 0$.

Związek między obserwowaną zmienną $P_i(\text{€})$ i nieobserwowaną zmienną $P_i^*(\text{€})$ można przedstawić w następujący sposób:

- $P_i(\text{€}) = 1$, jeżeli $P_i^*(\text{€}) \leq \mu_1$,
- $P_i(\text{€}) = 2$, jeżeli $\mu_1 < P_i^*(\text{€}) \leq \mu_2$,
- $P_i(\text{€}) = 3$, jeżeli $\mu_1 < P_i^*(\text{€}) \leq \mu_2$,
- $P_i(\text{€}) = 4$, jeżeli $\mu_1 < P_i^*(\text{€}) \leq \mu_2$,
- $P_i(\text{€}) = 5$, jeżeli $\mu_4 < P_i^*(\text{€})$,

gdzie parametry μ_k oznaczają progi (punkty odcięcia) pomiędzy poszczególnymi kategoriami zmiennej obserwowanej $P_i(\text{€})$.

4. Wyniki badań

W tabeli 1 zestawiono wyniki estymacji uporządkowanych modeli probitowych, oszacowanych dla poparcia dla euro w Polsce na podstawie danych uzyskanych w badaniu bezpośrednim na przełomie lat 2016 i 2017.

Tabela 1. Determinanty poparcia dla euro w Polsce. Uporządkowane modele probitowe. Zmienna zależna: poparcie dla euro (N = 848). Specyfikacja podstawowa

| Model | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| Zmienne objaśniające: | | | | | | |
| Płeć: kobieta | 0,194** (0,089) | 0,030 (0,093) | 0,027 (0,093) | -0,009 (0,094) | 0,158* (0,090) | 0,022 (0,099) |
| Wiek | 0,023 (0,025) | 0,043* (0,025) | 0,051** (0,025) | 0,050** (0,024) | 0,046* (0,024) | 0,031 (0,026) |
| Wiek ² /100 | -0,013 (0,025) | -0,032 (0,025) | -0,040 (0,025) | -0,039 (0,025) | -0,036 (0,025) | -0,022 (0,027) |
| Logarytm dochodu | 0,130** (0,054) | 0,079 (0,052) | 0,043 (0,053) | 0,070 (0,052) | 0,099* (0,054) | -0,083 (0,071) |
| Liczba znanych języków obcych (kategoria referencyjna: 0) | | | | | | |
| – 1 | 0,324*** (0,113) | 0,292*** (0,113) | 0,311*** (0,113) | 0,272** (0,113) | 0,332*** (0,112) | 0,293*** (0,114) |
| – 2 i więcej | 0,418** (0,205) | 0,320 (0,201) | 0,322 (0,200) | 0,208 (0,202) | 0,303 (0,203) | 0,298 (0,203) |
| Status zawodowy (kategoria referencyjna: zatrudniony) | | | | | | |
| – Samozatrudniony | 0,994 | 1,011 | 1,042 | 0,952 | 0,747 | 0,885 |

| | | | | | | |
|--|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | (0,785) | (0,794) | (0,810) | (0,803) | (0,764) | (0,774) |
| - Bezrobotny | 0,040 | 0,098 | 0,193 | 0,091 | 0,005 | 0,093 |
| | (0,519) | (0,499) | (0,495) | (0,498) | (0,511) | (0,522) |
| - Na emeryturze | -0,455** | -0,286 | -0,200 | -0,229 | -0,461** | -0,300 |
| | (0,180) | (0,183) | (0,185) | (0,183) | (0,182) | (0,189) |
| - Na rencie | -0,951** | -0,841** | -0,798** | -0,786** | -0,843** | -0,924** |
| | (0,420) | (0,387) | (0,393) | (0,387) | (0,423) | (0,436) |
| - Na utrzymaniu małżonka | -0,104 | 0,021 | 0,119 | 0,038 | -0,123 | 0,052 |
| | (0,511) | (0,481) | (0,476) | (0,483) | (0,512) | (0,525) |
| - Student | -0,250 | 0,258 | 0,422 | 0,446 | -0,039 | 0,110 |
| | (0,296) | (0,298) | (0,300) | (0,305) | (0,298) | (0,314) |
| Orientacja polityczna (kategoria referencyjna: lewicowa) | | | | | | |
| - Centro-lewicowa | -0,146 | -0,114 | -0,082 | -0,122 | -0,172 | -0,153 |
| | (0,135) | (0,132) | (0,132) | (0,132) | (0,136) | (0,134) |
| - Centrowa | -0,227* | -0,220* | -0,191 | -0,238* | -0,277** | -0,218* |
| | (0,129) | (0,127) | (0,128) | (0,127) | (0,131) | (0,127) |
| - Centro-prawicowa | -0,287** | -0,317** | -0,302** | -0,344** | -0,328** | -0,352** |
| | (0,140) | (0,137) | (0,139) | (0,137) | (0,140) | (0,138) |
| - Prawicowa | - | - | - | - | - | - |
| | 0,401*** | 0,426*** | 0,421*** | 0,414*** | 0,424*** | 0,448*** |
| | (0,141) | (0,139) | (0,140) | (0,139) | (0,142) | (0,141) |
| Pozycja (-) | | - | | | | |
| | | 0,735*** | | | | |
| | | (0,104) | | | | |
| Logarytm relatywnej deprivacji | | | - | | | |
| | | | 0,146*** | | | |
| | | | (0,019) | | | |
| Logarytm relatywnej gratyfikacji | | | | 0,148*** | | |
| | | | | (0,019) | | |
| Logarytm relatywnej deprivacji (wariant II) | | | | | - | |
| | | | | | 0,184*** | |
| | | | | | (0,041) | |
| Logarytm relatywnej gratyfikacji (wariant II) | | | | | | 0,257*** |
| | | | | | | (0,055) |
| Pozostałe zmienne kontrolne | tak | tak | tak | tak | tak | tak |
| Miary pseudo-R ² : | | | | | | |
| - McFaddena | 0,144 | 0,165 | 0,168 | 0,171 | 0,155 | 0,159 |
| - McFaddena (skorygowana) | 0,068 | 0,088 | 0,091 | 0,094 | 0,078 | 0,082 |
| - McKelvey'a i Zavoiny | 0,376 | 0,417 | 0,423 | 0,428 | 0,399 | 0,408 |
| Kryterium informacyjne BIC | 2608,789 | 2567,655 | 2560,318 | 2552,489 | 2590,190 | 2581,043 |
| Liczba stopni swobody dla BIC | 89 | 90 | 90 | 90 | 90 | 90 |

Uwaga: Obserwacje ważone wagami poststratyfikacyjnymi. W nawiasach podano odporne błędy standardowe. Oznaczenie poziomów istotności: * – 0,1; ** – 0,05; *** – 0,01. Pozostałe zmienne kontrolne obejmują: stan cywilny, miejsce zamieszkania, województwo, wykształcenie, satysfakcję z życia, deklarowaną gotowość do podejmowania ryzyka, deklarowaną akceptację nierówności, dumę z politycznego i ekonomicznego systemu Polski, dumę ze złotego oraz dumę z symboli kulturowych i historycznych. Zmienna pozycja (-) to zmienna binarna przyjmująca wartość 1, jeżeli dochód jednostki jest niższy niż dochód referencyjny. Wariant II oznacza alternatywne ujęcie dochodu referencyjnego (dla relatywnej deprivacji zamiast średniego dochodu grupy odniesienia jest to średnia arytmetyczna dla trzech najwyższych wartości dochodu, a dla relatywnej gratyfikacji – średnia arytmetyczna z trzech najniższych, ale niezerowych wartości dochodu). W tabelach nie raportuje się statystyk (wartości progowych).

Źródło: opracowanie własne.

Na podstawie przeprowadzonych estymacji stwierdzono, że współzależność preferencji ma istotne znaczenie dla deklarowanego poparcia dla euro, a poszerzenie modelu bazowego o zmienne obrazujące niekorzystną pozycję jednostki w grupie referencyjnej, relatywną

deprywację i relatywną gratyfikację przyczyniło się do poprawy dopasowania modelu. Na podstawie miary McKelvey'a i Zavoiny można przyjąć, że gdyby poparcie dla euro było wielkością bezpośrednio obserwowalną, zaproponowane modele wyjaśniałyby ok. 40% zmienności tej wielkości, przy czym kilka procent przypadłoby na zmienne związane z porównaniami dochodów [Gruszczyński, 2012, s. 160].

Generalnie, osoby o dochodach niższych od średniego dochodu grupy odniesienia były mniej przychylne wprowadzeniu wspólnej waluty w Polsce, niezależnie od absolutnej wysokości osiąganego dochodu. Stwierdzono ponadto, że poparcie dla euro jest istotnie większe wśród osób znających jeden język obcy (w porównaniu z osobami nieznającymi żadnego języka obcego), z wykształceniem wyższym (w porównaniu z osobami z wykształceniem podstawowym), mieszkających w miastach o liczbie mieszkańców powyżej 100 tys. (w porównaniu z osobami mieszkającymi na wsi), dumnych z polskich symboli kulturowych i historycznych, zadowolonych z życia i gotowych do podejmowania ryzyka. Mniej skłonne do posługiwania się euro były osoby o poglądach centrowych i prawicowych, mieszkańcy miast o liczbie mieszkańców do 20 tys. (w porównaniu z mieszkańcami wsi), osoby owdowiałe (w porównaniu z osobami stanu wolnego) oraz emeryci i renciści (w porównaniu z zatrudnionymi).

W tabeli 2 przedstawiono alternatywną specyfikację wyżej opisanych modeli z dochodem zakodowanym jako zmienna porządkowa. Modele te są lepiej dopasowane do danych i zazwyczaj cechują się niższymi wartościami BIC niż modele przedstawione w tabeli 1.

Tabela 2. Determinanty poparcia dla euro w Polsce. Uporządkowane modele probitowe. Zmienna zależna: poparcie dla euro (N = 848). Specyfikacja alternatywna

| Model | (1a) | (2a) | (3a) | (4a) | (5a) | (6a) |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Zmienne objaśniające: | | | | | | |
| Płeć: kobieta | 0,230*** (0,089) | 0,126 (0,095) | 0,109 (0,095) | 0,092 (0,096) | 0,203** (0,090) | 0,129 (0,097) |
| Wiek | 0,017 (0,025) | 0,029 (0,025) | 0,035 (0,025) | 0,035 (0,025) | 0,032 (0,025) | 0,019 (0,025) |
| Wiek ² /100 | -0,008 (0,025) | -0,019 (0,025) | -0,025 (0,026) | -0,026 (0,025) | -0,023 (0,025) | -0,010 (0,026) |
| Grupa dochodowa (kategoria referencyjna: 0–1499 zł) | | | | | | |
| – 1500–1999 zł | 0,472*** (0,149) | 0,241 (0,163) | 0,138 (0,169) | 0,199 (0,161) | 0,384** (0,152) | 0,309** (0,156) |
| – 2000–2999 zł | 1,146*** (0,178) | 0,754*** (0,209) | 0,659*** (0,215) | 0,629*** (0,218) | 0,988*** (0,187) | 0,892*** (0,191) |
| – 3000 zł i więcej | 2,030*** (0,258) | 1,495*** (0,296) | 1,312*** (0,311) | 1,282*** (0,312) | 1,808*** (0,271) | 1,668*** (0,279) |
| Liczba znanych języków obcych (kategoria referencyjna: 0) | | | | | | |
| – 1 | 0,232** (0,114) | 0,231** (0,114) | 0,244** (0,114) | 0,228** (0,114) | 0,245** (0,114) | 0,225** (0,115) |

| | | | | | | |
|--|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| – 2 i więcej | 0,256 (0,198) | 0,232 (0,196) | 0,227 (0,195) | 0,179 (0,197) | 0,193 (0,197) | 0,179 (0,200) |
| Status zawodowy (kategoria referencyjna: zatrudniony) | | | | | | |
| – Samozatrudniony | 0,775 (0,794) | 0,815 (0,794) | 0,844 (0,800) | 0,803 (0,802) | 0,630 (0,783) | 0,728 (0,785) |
| – Bezrobotny | -0,109 (0,363) | -0,139 (0,356) | 0,032 (0,356) | -0,170 (0,353) | -0,099 (0,358) | 0,518 (0,413) |
| – Na emeryturze | -0,022 (0,192) | -0,075 (0,196) | -0,049 (0,196) | -0,080 (0,195) | -0,085 (0,195) | -0,022 (0,194) |
| – Na rencie | -0,554 (0,409) | -0,591 (0,395) | -0,576 (0,400) | -0,597 (0,394) | -0,527 (0,413) | -0,600 (0,421) |
| – Na utrzymaniu małżonka | -0,036 (0,351) | -0,078 (0,349) | 0,079 (0,348) | -0,113 (0,353) | -0,044 (0,356) | 0,542 (0,408) |
| – Student | 0,479 (0,291) | 0,529* (0,287) | 0,658** (0,288) | 0,568** (0,289) | 0,535* (0,292) | 0,761** (0,309) |
| Orientacja polityczna (kategoria referencyjna: lewicowa) | | | | | | |
| – Centro-lewicowa | -0,097 (0,135) | -0,090 (0,134) | -0,066 (0,135) | -0,100 (0,134) | -0,119 (0,136) | -0,116 (0,136) |
| – Centrowa | -0,197 (0,133) | -0,200 (0,132) | -0,177 (0,132) | -0,215 (0,132) | -0,233* (0,134) | -0,205 (0,132) |
| – Centro-prawicowa | -0,322** (0,145) | -0,344** (0,144) | -0,327** (0,145) | -0,360** (0,143) | -0,349** (0,145) | -0,354** (0,144) |
| – Prawicowa | - 0,406*** (0,146) | - 0,424*** (0,145) | - 0,416*** (0,145) | - 0,418*** (0,144) | - 0,421*** (0,146) | - 0,424*** (0,146) |
| Pozycja (-) | | - 0,440*** (0,125) | | | | |
| Logarytm relatywnej deprecjacji | | | - 0,097*** (0,023) | | | |
| Logarytm relatywnej gratyfikacji | | | | 0,094*** (0,023) | | |
| Logarytm relatywnej deprecjacji (wariant II) | | | | | - 0,119*** (0,042) | |
| Logarytm relatywnej gratyfikacji (wariant II) | | | | | | 0,129*** (0,041) |
| Pozostałe zmienne kontrolne | tak | tak | tak | tak | tak | tak |
| Miary pseudo-R ² : | | | | | | |
| – McFaddena | 0,173 | 0,178 | 0,180 | 0,179 | 0,177 | 0,178 |
| – McFaddena (skorygowana) | 0,095 | 0,099 | 0,101 | 0,101 | 0,098 | 0,099 |
| – McKelvey'a i Zavoiny | 0,427 | 0,438 | 0,441 | 0,441 | 0,435 | 0,438 |
| Kryterium informacyjne BIC | 2555,518 | 2550,061 | 2545,477 | 2546,306 | 2552,514 | 2549,919 |
| Liczba stopni swobody dla BIC | 91 | 92 | 92 | 92 | 92 | 92 |

Uwaga: Obserwacje ważone wagami poststratyfikacyjnymi. W nawiasach podano odporne błędy standardowe. Oznaczenie poziomów istotności: * – 0,1; ** – 0,05; *** – 0,01. Por. także uwaga pod tabelą 1.

Źródło: opracowanie własne.

Podobnie jak w przypadku specyfikacji podstawowej wszystkie zmienne związane z porównywaniem dochodów okazały się statystycznie istotne. Poza tym wykazano, że większe poparcie dla euro było deklarowane przez respondentów, którzy należeli do wyższych grup dochodowych (w porównaniu z osobami zarabiającymi poniżej 1500 zł miesięcznie), znali jeden język obcy, byli dumni z polskich symboli kulturowych i historycznych lub byli

studentami (w porównaniu z zatrudnionymi), natomiast mniejsze – wśród osób owdowiałych (w porównaniu z osobami stanu wolnego) oraz osób o poglądach centrowych i prawicowych.

Modelem preferowanym w specyfikacji podstawowej jest model (4), a w specyfikacji alternatywnej – model (3). Tym samym przedstawiono argumenty za definiowaniem dochodu referencyjnego jako średniego dochodu grupy odniesienia. Można też zauważyć, że dla wszystkich modeli wartości miar pseudo- R^2 są wyższe niż w pracy Włodarczyk [2018], jednakże rozbudowana konstrukcja modelu bazowego nie pozwala na oszacowanie modeli uogólnionych i stwierdzenie, które zmienne nie spełniają założenia regresji równoległych.

Podsumowanie

Przeprowadzone badania pokazały, że współzależność preferencji odgrywa istotną rolę nie tylko w wyjaśnianiu wzorców konsumpcji, zadowolenia z życia czy decyzji na rynku pracy, ale także w obszarach jak dotąd szerzej nie badanych w literaturze przedmiotu. W rozdziale udokumentowano wpływ dochodu osiąganego przez osoby z otoczenia jednostki na jej poparcie dla uczestnictwa w integracji monetarnej. W rozdziale skoncentrowano się na porównaniach krajowych, natomiast w procesie integracji monetarnej istotne są również porównania międzynarodowe [Włodarczyk, 2018], które mogą stanowić interesujący przedmiot dalszych badań w tym zakresie.

Rozbieżność pomiędzy osiąganym dochodem a wartością oczekiwaną w związku z krajową lub międzynarodową transparentnością przestrzeni dochodowej może prowadzić do wywołania u jednostki uczucia relatywnej deprivacji, frustracji, niezadowolenia, które rzutuje na niechęć wobec zmian takich, jak wprowadzenie wspólnej waluty. Z kolei relatywna gratyfikacja może indukować u jednostek większy optymizm i oczekiwania indywidualnych korzyści z integracji monetarnej, a tym samym większe poparcie dla euro. Dlatego też istotną kwestią pozostaje także bliższe rozpoznanie kanałów oddziaływania relatywnej deprivacji (gratyfikacji) na poparcie dla euro lub jego brak.

Bibliografia

- Alessie R., Kapteyn A. [1991], Habit Formation, Interdependent Preferences and Demographic Effects in the Almost Ideal Demand System, *The Economic Journal*, vol. 101(406), s. 404–419.
- Aronsson T., Blomquist S., Sacklén H. [1999], Identifying interdependent behaviour in an empirical model of labour supply, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14(6), s. 607–626.
- Caporale G.M., Georgellis Y., Tsitsianis N., Yin Y.P. [2009], Income and Happiness Across Europe: Do Reference Values Matter?, *Journal of Economic Psychology*, vol. 30(1), s. 42–51.
- Clark A.E., Senik C. [2010], Who Compares to Whom? The Anatomy of Income Comparisons in Europe, *The Economic Journal*, vol. 120(544), s. 573–594.

- Duesenberry J.S. [1949], *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts.
- Ferrer-i-Carbonell A. [2005], Income and Well-being: An Empirical Analysis of the Comparison Income Effect, *Journal of Public Economics*, vol. 89(5), s. 997–1019.
- Friedman M. [1957], *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press, New Jersey.
- Gruszczyński, M. (red.) [2012], *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Oficyna Wolters Kluwer, Warszawa 2012.
- Hirschman A.O., Rothschild M. [1973], The Changing Tolerance for Income Inequality in the Course of Economic Development: With a Mathematical Appendix, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 87(4), s. 544–566.
- Kahneman D., Tversky A. [1979], Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk, *Econometrica*, vol. 47(2), s. 263–291.
- Kapteyn A., van de Geer S., van de Stadt H., Wansbeek T. [1997], Interdependent Preferences: an Econometric Analysis, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, s. 665–686.
- Katona G. [1979], Toward a macropsychology, *American Psychologist*, vol. 34(2), s. 118–126.
- KE [2018], Introduction of the Euro in the Member States That Have Not Yet Adopted the Common Currency, *Flash Eurobarometer*, no. 465.
- Latif E. [2016], Happiness and Comparison Income: Evidence from Canada, *Social Indicators Research*, vol. 128(1), s. 161–177.
- Leibenstein H. [1950], Bandwagon, Snob, and Veblen Effects in the Theory of Consumers' Demand, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 64(2), s. 183–207.
- Luttmer E.F. [2005], Neighbors as Negatives: Relative Earnings and Well-being, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 120(3), s. 963–1002.
- Matyja M., Matyja D., Przybyszewski K., Banerski G. [2014], Perception of Euro in Poland – Economic and Psychological Factors, *Management and Business Administration. Central Europe*, vol. 22(4), s. 3–25.
- McBride M. [2001], Relative-income Effects on Subjective Well-being in the Cross-section, *Journal of Economic Behavior & Organization*, vol. 45(3), s. 251–278.
- Modigliani F., Brumberg R.H. [1954], Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data, w: Kurihara K.K. (red.), *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press, New Brunswick, s. 388–436.
- Osińska J., Torój A. [2012], Greek Ricochet? What Drove Poles' Attitudes to the Euro in 2009–2010, *Bank i Kredyt*, vol. 43(4), s. 29–84.
- Paul S., Guilbert D. [2013], Income-happiness Paradox in Australia: Testing the Theories of Adaptation and Social Comparison, *Economic Modelling*, vol. 30, s. 900–910.
- Runciman W.G. [1966], *Relative Deprivation and Social Justice: A Study of Attitudes to Social Inequality in Twentieth-century England*, University of California Press, Berkeley.
- Senik C. [2008], Ambition and Jealousy: Income Interactions in the „Old” Europe Versus the „New” Europe and the United States, *Economica*, vol. 75(299), s. 495–513.
- Sharpe A., Ghanghro A., Johnson E., Kidwai A. [2010], Does Money Matter? Determining the Happiness of Canadians, *CSLS Research Report*, no. 9.
- Stark O., Hyll W. [2011], On the Economic Architecture of the Workplace: Repercussions of Social Comparisons among Heterogeneous Workers, *Journal of Labor Economics*, vol. 29, 2, s. 349–375.
- Veblen T. [1971], *Teoria klasy próżniaczej*, PWN, Warszawa.
- Yitzhaki S. [1979], Relative Deprivation and the Gini Coefficient, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 93, 2, s. 321–324
- Włodarczyk J. [2018], *Interpersonalne porównania dochodów w perspektywie integracji monetarnej Polski ze strefą euro*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Woittiez I., Kapteyn A. [1998], Social interactions and habit formation in a model of female labour supply, *Journal of Public Economics*, vol. 70, s. 185–205.

Interdependence of preferences and support for the euro in Poland

Summary: With reference to deliberations by Thorstein Veblen and James Duesenberry who documented linkages between individual consumption standards and consumption of others (most often in a better financial situation), the chapter proposes a departure from the assumption of independence of individual preferences when modeling the support for the euro. The estimation results of ordered probit models reveal that apart from demographic characteristics the support for the euro in Poland is determined not only by the absolute level of income earned by the individual, but also by her relative position in the comparison group. The position in hierarchy may induce a feeling of relative deprivation or gratification and thus determine particular reactions or feelings, e.g. towards euro adoption in Poland.

Keywords: interdependence of preferences, relative deprivation, relative gratification, support for the euro

JEL Classification Codes: D31, D83, D91, E71