

Struktura gospodarstwa domowego a skłonność respondentów do uchylania się od odpowiedzi na pytanie o całkowity dochód netto w Europejskim Sondażu Społecznym, 2008-2018

Jabkowski, Piotr; Piekut, Aneta

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Jabkowski, P., & Piekut, A. (2022). Struktura gospodarstwa domowego a skłonność respondentów do uchylania się od odpowiedzi na pytanie o całkowity dochód netto w Europejskim Sondażu Społecznym, 2008-2018. *Studia Socjologiczne*, 2, 165-189. <https://doi.org/10.24425/sts.2022.141427>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-NC-ND Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell-Keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY-NC-ND Licence (Attribution-Non Commercial-NoDerivatives). For more information see:

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0>

Piotr Jabkowski 

Uniwersytet im. Adama Mickiewicza w Poznaniu

Aneta Piekut 

University of Sheffield, UK



STRUKTURA GOSPODARSTWA DOMOWEGO A SKŁONNOŚĆ RESPONDENTÓW DO UCHYLANIA SIĘ OD ODPOWIEDZI NA PYTANIE O CAŁKOWITY DOCHÓD NETTO W EUROPEJSKIM SONDAŻU SPOŁECZNYM, 2008–2018

Poza brakami danych, wynikającymi z niechęci ludzi do udziału w badaniu lub ich niedostępnością w trakcie badań terenowych, istotnym składnikiem całkowitego błędu pomiaru sondaży są braki danych będące efektem unikania przez respondentów odpowiedzi na niektóre pytania kwestionariuszowe. Wykorzystując dane Europejskiego Sondażu Społecznego z lat 2008–2018, analizujemy braki odpowiedzi na pytanie o całkowity dochód netto gospodarstwa domowego. Głównym celem było sprawdzenie, czy złożoność struktury gospodarstwa domowego skłania respondentów do uchylania się od odpowiedzi na pytanie o dochód. Modelując prawdopodobieństwa unikania odpowiedzi wykorzystaliśmy wielopoziomowe modele regresyjne przyjmując, iż na skłonność jednostek do nieodpowiadania wpływ ma również kontekst krajowy. W artykule pokazaliśmy, że większą skłonnością do nieodpowiadania charakteryzują się osoby zamieszkujące bardziej liczne gospodarstwa domowe, posiadające dochody z mniej stabilnych źródeł oraz o bardziej złożonej strukturze rodzinnej.

Słowa kluczowe: Europejski Sondaż Społeczny; unikanie odpowiedzi; błąd nielosowy; pomiar dochodu

Impact of Household Structure Complexity on the Propensity to Avoid Answering the Question Measuring Total Net Income in the European Social Survey, 2008–2018

Apart from unit nonresponse, a failure to respond to a particular survey question is a crucial component of the Total Survey Error. This article looks at item nonresponse to a household's total net income in the European Social Survey (2008–2018). We explore whether the task complexity mechanism is responsible for the likelihood of nonresponse to the income question. Additionally, we consider cross-country differences in national economies and labour market conditions, which we argue might also affect the propensity not to report income. When modelling the probability of avoiding responses, we used

Piotr Jabkowski, Wydział Socjologii UAM, pjabko@amu.edu.pl, ORCID 0000-0002-8650-9558;
Aneta Piekut, Sheffield Methods Institute, University of Sheffield, UK, a.piekut@sheffield.ac.uk, ORCID 0000-0002-3478-0354.

Źródło finansowania: Praca sfinansowana w ramach grantu Narodowego Centrum Nauki (grant nr 2018/31/B/HS6/00403).

multi-level regression models, assuming that the national context also influences the inclination of individuals to fail to respond. The article showed that people living in more numerous households, with income from less stable sources and a more complex family structure, are more prone to not responding.

Key words: European Social Survey; item nonresponse; nonrandom error; income question

Wprowadzenie

Międzynarodowe badania porównawcze o charakterze sondażowym dostarczają unikatowych danych pozwalających na wnioskowanie o przyczynach różnic w sposobach myślenia oraz postępowania jednostek osadzonych w odmiennych kontekstach kulturowych. Za jeden z najbardziej uznanych projektów międzynarodowych, realizowanych w Europie, uznawany jest Europejski Sondaż Społeczny (ESS), który poza celami metodologicznymi, takimi jak wypracowanie najlepszych standardów realizacji badań porównawczych, skupiony jest również na szerokim wachlarzu problemów dotyczących kwestii politycznych, społecznych, ekonomicznych oraz środowiskowych (Fitzgerald, Jowell 2010; Fitzgerald 2015; Kolarz i in. 2017).

W artykule tym skupiamy się na uchylaniu się respondentów od odpowiedzi na jedno z wielu pytań kwestionariuszowych zadawanych w ESS, a mianowicie o całkowity dochód netto wszystkich członków gospodarstwa domowego zamieszkiwanego przez respondenta biorącego udział w wywiadzie. Celem jest analiza wpływu złożoności struktury gospodarstwa domowego na skłonność respondentów do nieodpowiadania na pytanie o dochód. Warto zauważyć, że wcześniejsze studia empiryczne prowadzone na danych ESS analizowały fenomen nieodpowiadania na pytania kwestionariuszowe w sposób łączny, tj. brały pod uwagę zagregowane wskaźniki braku odpowiedzi (Koch, Blohm 2009; Beullens, Loosveldt, Vandenplas, Stoop 2018) lub skupiały się na brakach odpowiedzi w odniesieniu do konkretnych itemów mierzących np. zaufanie do policji (Callens, Loosveldt 2018) czy też postawy wobec migrantów (Piekut 2019). Tymczasem w zbiorze wszystkich pytań kwestionariusza ESS pytanie o dochód ma największe braki odpowiedzi, osiągając w niektórych krajach (np. w Hiszpanii, Irlandii, Polsce, Portugalii, Szwajcarii, Węgrzech oraz Wielkiej Brytanii) poziom znacząco przekraczający 20 punktów procentowych. Jednocześnie, o ile nam wiadomo, uchylanie się od odpowiedzi na pytanie o dochód w projekcie ESS nie było dotąd przedmiotem systematycznych analiz metodologicznych.

Wykorzystując dane z pięciu kolejnych odsłon ESS z lat 2008 – 2018 (run-
dy 4-9) wykazemy, że prawdopodobieństwo braku odpowiedzi zależne jest

od liczebności gospodarstwa domowego, a także złożoności jego sytuacji dochodowej oraz rodzinnej (czynniki te traktujemy jako wyznaczniki złożoności struktury gospodarstwa domowego respondentów). Co ważne, poza nielicznymi przypadkami problematyka ta nie była szeroko podejmowana w literaturze (por. Skelton 1963; Pleis, Dahlhamer 2003; Schräpler 2004, 2006; Frick, Grabka 2014); nawet jeśli pojawiały się analizy skoncentrowane na wpływie struktury gospodarstwa domowego respondentów na uchylanie się od odpowiedzi na pytanie o dochód, to nie były one oparte na danych pochodzących z projektów porównawczych obejmujących wiele krajów w różnych punktach czasowych. Warto również dodać, że zrozumienie uwarunkowań skłonności do uchylania się od odpowiedzi na pytanie o dochód ma zasadnicze znaczenie głównie ze względów metodologicznych, choć – co warto podkreślić – posiada także przełożenie na analizy substancyjne. Dochód pozostaje bowiem głównym predykatorem opinii, przekonań oraz zachowań respondentów w wielu analizach prowadzonych na danych sondażowych (por. Callens, Loosveldt 2018; Daniele, Geys 2015; Herda 2013; Hariri, Lassen 2017; Lahtinen i in. 2019; Lelkes 2006; Riphahn, Serfling 2005).

Struktura artykułu jest następująca. Wychodzimy od studiów literaturowych stanowiących bazę teoretyczną dla analiz empirycznych skoncentrowanych na ocenie wpływu złożoności struktury gospodarstwa domowego na skłonność jednostek do nieodpowiadania na pytanie o całkowity dochód netto gospodarstwa domowego oraz na wpływie krajowych czynników kontekstowych na to zjawisko. Podsumowaniem analiz literaturowych są hipotezy badawcze sformułowane przez nas pod koniec pierwszej części artykułu. W drugiej części opracowania omawiamy bazę empiryczną, w tym skumulowane zbiory danych z Europejskiego Sondażu Społecznego oraz dokonujemy operacjonalizacji zmiennej zależnej, predyktorów, zmiennych kontrolnych oraz krajowych czynników kontekstowych. Wspierając się na modelowaniu wielopoziomowym przeprowadzamy weryfikację hipotez badawczych, estymując serię trzech modeli dwupoziomowej regresji logistycznej, w której respondenci zagnieżdżeni są w krajowych (kraj/runda) realizacjach kolejnych osłon projektu ESS. Całość pracy kończy podsumowanie.

Uchylanie się od odpowiedzi w pytaniu o dochód – ramy teoretyczne dla analiz empirycznych

Przedstawione w artykule analizy osadziliśmy w ramach teoretycznych lokujących główne źródło uchylania się respondentów od odpowiedzi na pytanie o całkowity dochód gospodarstwa domowego w złożoności struktury (dochodowej oraz rodzinnej) tegoż gospodarstwa. Co więcej, ponieważ respondenci

wywodzą się z różnych krajów i udzielają odpowiedzi często w odmiennych strukturalnie uwarunkowaniach rynków pracy, sytuacji gospodarczej oraz kulturze, przyjmujemy również założenie, że skłonność do nieudzielenia odpowiedzi zależeć będzie nie tylko od cech indywidualnych respondentów, ale również od krajowego kontekstu, a w szczególności krajowego rynku pracy oraz możliwości dochodowych.

Brak odpowiedzi na pytanie o dochód jako konsekwencja złożonej struktury gospodarstwa domowego

Udzielenie (zgodnej z prawdą) odpowiedzi w pytaniu o łączny dochód wszystkich osób zamieszkujących określone gospodarstwo domowe uwarunkowane jest od wiedzy, jaką respondenci posiadają o dochodach innych domowników, jak również od konieczności dostarczenia precyzyjnej informacji w sytuacji, gdy okoliczności dochodowe są niezwykle złożone (zob. Hansen, Kneale 2013). W wielu badaniach sondażowych, w tym także w ESS, respondentów prosi się o przeprowadzenie kalkulacji oraz podanie ankieterowi łącznego dochodu ze wszystkich źródeł wnoszonych przez wszystkie osoby zamieszkujące określone gospodarstwo domowe. W takiej sytuacji procesy kognitywne potrzebne do udzielenia odpowiedzi na pytanie o dość skomplikowanym charakterze uwarunkowane pozostają od złożoności gospodarstwa domowego oraz sytuacji dochodowej jego członków.

Wcześniejsze studia metodologiczne w tym zakresie ukazały, iż na brak odpowiedzi w pytaniu o dochód wpływa sytuacja każdego z domowników na rynku pracy oraz złożoność źródeł dochodu wnoszonego przez każdego członka gospodarstwa domowego, w całkowity dochód rodziny (Lynn i in. 2006). W gospodarstwach, których członkowie uzyskują dochody ze stałych i stabilnych źródeł, a także regularnie wypłacanych świadczeń lub emerytur, wysiłek respondenta włożony w udzielenie odpowiedzi będzie znacznie mniejszy niż w gospodarstwach opierających swoje dochody głównie na inwestycjach lub pracy w ramach własnej działalności gospodarczej (zob. Pleis, Dahlhamer 2003; Schräpler 2006, 2004).

Analizy empiryczne innych autorów dowiodły również, iż złożoność sytuacji dochodowej może być znacząco uzależniona od liczebności gospodarstwa domowego. Dla przykładu Joachim Frick i Markus Grabka (2014) wykazali dodatnią zależność pomiędzy liczbą osób dorosłych zamieszkujących w gospodarstwie domowym a szansami na to, że dochody tych osób nie będą znane respondentowi. Warte odnotowania w tym względzie są również ustalenia poczynione przez Johna Pleisa i Jamesa Dahlamera (2003), oparte na amerykańskim badaniu *National Health Interview Survey* (NHIS 1997–2000), ukazujące dodatnią korelację występującą między nieudzieleniem odpowiedzi na pytanie o dochód oraz liczbą dzieci zamieszkujących w gospodarstwie domowym, co

zdaniem autorów wynika z faktu, iż młodszy członkowie gospodarstwa domowego generują dochód, którego wielkość może nie być znana respondentowi.

Studia literaturowe pozwalają również na sformułowanie przypuszczenia, iż skłonność do odpowiadania na pytanie o dochód zależeć będzie od stopnia zróżnicowania gospodarstw domowych z uwagi na ich strukturę, np. skomplikowanie sytuacji rodzinnej osób mieszkających wspólnie w jednym mieszkaniu oraz dzielących wydatki związane z prowadzeniem wspólnego gospodarstwa domowego. Dowodów na sformułowanie takiej hipotezy ponownie dostarczają ustalenia poczynione przez Pleisa i Dahlhamera (2003), którzy wykazali występowanie znacznie niższego prawdopodobieństwa braku odpowiedzi na pytanie o dochód wśród osób samotnych, w porównaniu choćby do osób zamieszkujących gospodarstwa domowe składające się z dwóch lub więcej osób dorosłych.

Warto również wspomnieć o potencjalnych relacjach zachodzących pomiędzy wielkością uzyskiwanego dochodu a skłonnością respondentów do nieudzielenia odpowiedzi. Ciekawych informacji w tym zakresie dostarczają prace Jörga-Petera Schröplera (2004) oraz Fricka i Grabka (2014). W obu opracowaniach wykazano, iż skłonność do nieudzielenia odpowiedzi koncentruje się na skrajach kontinuum dochodów (przedmiotem analiz były przy tym dochody indywidualne, nie zaś całkowite dochody gospodarstwa domowego). Z przywołanych analiz wynikało, że to zarówno osoby o wysokich, jak też o niskich dochodach, charakteryzowały się większą skłonnością do uchylania się od odpowiedzi. Respondenci o niższych dochodach odczuwali przy tym „wstyd” lub „dyskomfort” związany z wyjawieniem respondentowi swojej złej sytuacji finansowej, natomiast dla osób o najwyższych dochodach bodźcem do unikania odpowiedzi była obawa o ujawnienie wrażliwych informacji, wynikająca z braku przekonania o pełnej anonimowości wywiadu.

Brak odpowiedzi na pytanie o dochód jako efekt uwarunkowań krajowych

Studia nad czynnikami makrostrukturalnymi warunkującymi brak odpowiedzi na poszczególne pytania kwestionariuszowe nie były dotąd przedmiotem systematycznych analiz w międzykrajowej perspektywie porównawczej. Dokonując eksploracji danych z pierwszych trzech rund ESS z 2002, 2004 oraz 2006 roku, Achim Koch i Michael Blohm (2009) wskazali na znaczące międzykrajowe różnice w odsetkach braków odpowiedzi na poszczególne pytania zawarte w kwestionariuszach ESS. Autorzy doszli do skądinąd słusznego wniosku, iż fakt występowania międzykrajowych odmienności w poziomie nieodpowiadania na pytania kwestionariuszowe jest pochodną różnic międzykulturowych oraz efektem odmiennego doświadczenia organizacji badawczych realizujących pomiar w poszczególnych krajach. To ostatnie stwierdzenie znajduje potwierdzenie w innych analizach, albowiem studia przeprowadzone przez Jian-Hua

Zhu (1996) ukazały, iż wskaźniki nieodpowiadania były wyższe w krajach, gdzie poziom zaufania do instytucji badań społecznych był mniejszy. Wracając do konkluzji poczynionej w pracy Kocho i Blohma (2009) warto wskazać, iż mimo słusznej intuicji autorów o uwarunkowaniu poziomu nieodpowiadania na pewne pytania kwestionariuszowe od czynników krajowych, nie podjęli oni wysiłku włączenia zmiennych makrostrukturalnych do swoich analiz, co mogłoby wyjaśnić zaobserwowane przez nich międzykrajowe różnice w uzyskiwanych przeciętnych odsetkach braków odpowiedzi.

Na potrzeby tej pracy przyjmujemy zatem, iż na skłonność respondentów do nieodpowiadania na pytanie o dochód wpływają uwarunkowania krajowe, a decyzje podejmowane przez poszczególne jednostki opierają się nie tylko na osobistych okolicznościach, ale są efektem uspołecznienia oraz życia w różnych kontekstach kulturowych (Siciński 1970). Znacząca część analiz empirycznych sugeruje przy tym, iż sytuacja na krajowych rynkach pracy stanowi dla jednostek ramy odniesienia oraz formowania indywidualnych opinii. Można dla przykładu wskazać, iż osoby mieszkające w krajach o wyższych wskaźnikach nierówności dochodowych wykazują tendencję do wyrażania większej troski o wielkość swoich przyszłych zabezpieczeń emerytalnych (Hershey, Henskens, van Dalen 2010), podczas gdy osoby mieszkające w krajach o wyższych wskaźnikach bezrobocia mają tendencję do wyrażania mniej przyjaznych opinii wobec imigrantów (Gorodzeisky, Siemionov 2018).

W analizach przedstawionych w tym artykule uwzględniliśmy szereg cech kontekstowych, które naszym zdaniem mogą wzmacniać wpływ złożoności struktury gospodarstwa domowego na skłonność do nieudzielenia odpowiedzi na pytanie o dochód oraz wyjaśnić zróżnicowanie występujące pomiędzy krajami/rundami pod względem przeciętnego odsetka braku odpowiedzi w pytaniu o dochód.

Hipotezy badawcze

Zgodnie z argumentami wskazującymi na uwarunkowanie skłonności do nieudzielenia odpowiedzi na pytanie dotyczące dochodu od złożoności struktury gospodarstwa domowego, twierdzimy, iż prawdopodobieństwo braku odpowiedzi zależeć będzie od skomplikowania struktury gospodarstwa domowego respondenta. Prawdopodobieństwo braku odpowiedzi powinno być zatem wyższe:

- w kategorii respondentów o niestabilnym podstawowym źródle dochodu gospodarstwa domowego, tj. wśród osób, których dochód nie pochodzi z pracy w pełnym wymiarze godzin, a także z emerytury lub regularnie wypłacanej renty (**H1a**);
- w kategorii respondentów zamieszkujących w liczniejszych gospodarstwach domowych, które to potencjalnie mają więcej źródeł dochodu (**H1b**);
- w kategorii respondentów zamieszkujących w gospodarstwach domowych o bardziej złożonej strukturze rodzinnej (**H1c**).

Twierdzimy dodatkowo, że nieudzielanie odpowiedzi na pytanie dotyczące dochodów uwarunkowane będzie przez czynniki makrostrukturalne na poziomie kraju. Spodziewamy się, że w krajach o niepewnych warunkach zatrudnienia oraz znaczącym zróżnicowaniu szans dochodowych, np. w państwach o wyższym poziomie nierówności dochodowych, wskaźniku bezrobocia oraz bardziej rozpowszechnionych umowach zatrudnienia na czas określony, odnotujemy przeciętnie większe odsetki respondentów uchylających się od odpowiedzi na pytanie o dochód (**H2**).

Dane oraz metody

Dane

Europejski Sondaż Społeczny jest międzykrajowym projektem porównawczym realizowanym od 2002 roku w cyklach dwuletnich. W projekcie tym kładzie się duży nacisk na standaryzację procedur badawczych (w tym schematy doboru próby i organizację badań terenowych) w taki sposób, by uzyskiwane dane umożliwiły dokonanie międzykrajowych porównań wyników (Fitzgerald, Jowell 2010; Kaminska, Lynn 2017). Wywiady prowadzone są przez przeszkolonych ankierów z wykorzystaniem technik bezpośrednich (PAPI lub CAPI). We wszystkich krajach uczestniczących w kolejnych odsłonach projektu ESS przyjmuje się jednakową definicję populacji, która obejmuje osoby w wieku 15 lat i więcej, mieszkające w prywatnych gospodarstwach domowych w granicach kraju, niezależnie od narodowości, obywatelstwa, języka czy statusu prawnego (Lynn i in. 2007), choć w niektórych krajach – z przyczyn organizacyjnych lub z uwagi na specyfikę zastosowanego typu operatu losowania jednostek – poza zakres populacji wyłącza się pewne kategorie osób (por. Jabkowski 2015).

Wprawdzie liczba krajów europejskich uczestniczących w przynajmniej jednej rundzie ESS wynosiła w sumie 38 (wliczając w to Izrael), to naszą analizę ograniczyliśmy do 15 krajów biorących udział we wszystkich dotychczasowych dziewięciu rundach projektu (tj. Belgii, Finlandii, Francji, Hiszpanii, Holandii, Irlandii, Niemiec, Norwegii, Polski, Portugalii, Słowenii, Szwajcarii, Szwecji, Węgier oraz Wielkiej Brytanii). Poza zakres analiz musieliśmy wykluczyć dane z rund 1–3 (lata 2002, 2004 i 2006), ponieważ począwszy od czwartej rundy (datowanej na rok 2008) wprowadzono odmienny sposób pomiaru dochodu gospodarstwa domowego. Podczas gdy w rundach 1–3 kategorie odpowiedzi składały się z jednakowych 12 przedziałów dochodowych, niezależnie od średniego dochodu i rozkładu dochodów w każdym kraju, to od rundy czwartej zbiór możliwych odpowiedzi uwzględniał krajową specyfikę rozkładu dochodów i odpowiadał decylnie rozkładu dochodów gospodarstw domowych

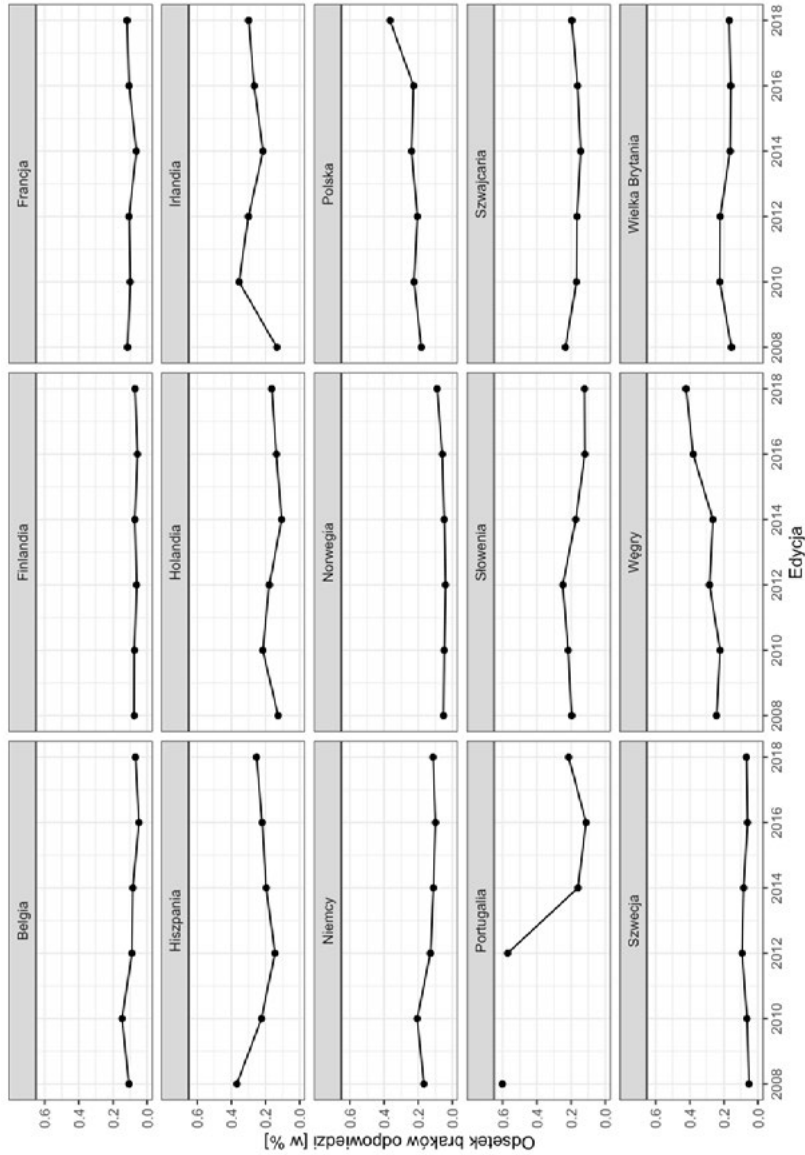
w całej populacji (ESS 2018). W sumie wykorzystaliśmy dane pochodzące z 89 krajowych pomiarów (kraje/rundy) oraz skumulowany zbiór 159.938 indywidualnych odpowiedzi respondentów, po wcześniejszym usunięciu 5-tej rundy ESS w Portugalii (jedyny pomiar z rund 4-9, w którym – przez przypadek – wykorzystano stosowany wcześniej 12-przedziałowy zbiór kategorii dochodowych) oraz po wykluczeniu rekordów z brakującymi danymi dla zmiennych niezależnych (co wyłączyło 8.741 przypadków ze skumulowanego zbioru danych ESS z rund 4-9).

Brak odpowiedzi w pytaniu o dochód jako zmienna zależna

Studia literaturowe dostarczają wielu dowodów na to, iż sposób sformułowania pytania o dochód ma przełożenie na wskaźniki nieudzielenia odpowiedzi (Lynn i in. 2006). Jak już wspomniano, od czwartej rundy ESS z roku 2008 w pomiarze całkowitego dochodu netto gospodarstw domowych wprowadzono podejście decylowe. Osoby biorące udział w badaniach miały za zadanie oszacować całkowity dochód i przypisać go do jednego z dziesięciu przedziałów (wyrażonych w krajowej walucie), odpowiadających decydom rozkładu dochodów gospodarstw domowych w danym kraju. By ułatwić udzielenie poprawnej odpowiedzi, ankieterzy mieli przedstawić respondentowi kartę zawierającą przedziały decylowe dochodu, podane odpowiednio w układzie tygodniowym, miesięcznym oraz rocznym. Dziesięć przedziałów na karcie pokazywanej respondentom poprzedzone zostało literami nieuporządkowanymi w kolejności alfabetycznej (tj.: J, R, C, M, F, S, K, P, D, H). Respondent odpowiadający na pytanie nie podawał ankieterowi przedziału dochodu, a jedynie literę, co w założeniu zapewniało poczucie poufności przekazywanych informacji. Warto również zaznaczyć, że dwie opcje braków danych klasyfikowanych jako nieudzielenie odpowiedzi, tj. odmowa oraz odpowiedź „nie wiem”, nie pojawiały się na karcie, jednakże ankieter mógł je zanotować, jeżeli respondent spontanicznie wyraził taką wolę. Jest to niezwykle istotne z punktu widzenia studiów zorientowanych na analizy wskaźników nieudzielenia odpowiedzi, albowiem to, czy opcje braków danych są ukryte przed ankieterem, czy też nie, ma znaczący wpływ na uzyskiwany odsetek takich odpowiedzi (Bishop i in. 1986; Krosnick 1991; Schuman, Presser 1996). Dokładne sformułowanie pytania o dochód gospodarstwa domowego w polskiej wersji językowej kwestionariusza ESS było następujące:

Jeśli doda P. dochody członków P. gospodarstwa domowego ze wszystkich źródeł, która litera odpowiada całkowitemu dochodowi netto P. gospodarstwa? Jeśli nie zna P. dokładnej ich wysokości, proszę je oszacować. Odpowiadając, proszę posłużyć się tą kartą [KARTA 44]. Jeżeli łatwiej jest P. określić miesięczne dochody – proszę posłużyć się tą częścią karty (WSKAZAĆ). Jeżeli łatwiej jest P. określić roczne dochody P. gospodarstwa domowego – proszę posłużyć się tą częścią karty (WSKAZAĆ) (ESS 2018: 43).

Rysunek 1. Odsetek braków odpowiedzi na pytanie o dochód gospodarstwa domowego w wybranych krajach biorących udział w ESS (2008–2018)



Uwagi: N=159,938; w analizie uwzględniono wagi poststratyfikacyjne.

Na podstawie danych zakodowanych w skumulowanej bazie wyników ESS utworzyliśmy zmienną zależną w taki sposób, że wszystkim respondentom odmawiającym odpowiedzi lub deklarującym brak wiedzy przypisaliśmy kod 1. Z kolei respondentom, którzy odpowiedzieli poprzez wskazanie jednej z dziesięciu liter odpowiadających kategoriom decylowym, przypisaliśmy kod 0. Rysunek 1 przedstawia zmiany wartości wskaźników nieudzielenia odpowiedzi na pytanie o dochód we wszystkich piętnastu krajach uwzględnionych w analizie.

Z informacji przedstawionych na rysunku można odczytać, iż poziom międzykrajowego różnicowania wielkości frakcji osób nieudzielających odpowiedzi na pytanie o dochód jest dość znaczący. Do państw osiągających w kolejnych rundach ESS systematycznie najmniejszy poziom braków danych zaliczają się przede wszystkim kraje Półwyspu Skandynawskiego (Finlandia, Norwegia oraz Szwecja), ale również Francja oraz Belgia. Z drugiej strony największy odsetek respondentów nieudzielających odpowiedzi w pytaniu o dochód odnotowano w krajach południa Europy (Portugalii i Hiszpanii), a także w Europie Środkowo-Wschodniej (Polska oraz Węgry) oraz w Irlandii. Co więcej, jeśli w zdecydowanej większości państw odsetek braków danych utrzymywał się na stabilnym poziomie, to jednak w kilku krajach widoczny był trend wzrostowy (w Irlandii, Polsce oraz na Węgrzech), natomiast w Hiszpanii oraz Portugalii nastąpił najpierw spadek frakcji osób nieudzielających odpowiedzi, po czym ponownie można było zaobserwować trend wzrostowy.

Zbiór zmiennych niezależnych

W celu weryfikacji hipotez o wpływie struktury gospodarstwa domowego na skłonność do nieudzielania odpowiedzi na pytanie o dochód (**H1a**, **H1b**, **H1c**), uwzględniliśmy zbiór czterech zmiennych niezależnych, tj. główne źródło dochodu gospodarstwa domowego, liczebność gospodarstwa domowego (liczba osób zamieszkujących w gospodarstwie), kwadrat wielkości gospodarstwa domowego (pozwalający zweryfikować nieliniowy przyrost wpływu liczebności gospodarstwa domowego na frakcję braków danych) oraz strukturę rodzinną gospodarstwa domowego. Zmienne te (w różnych układach) wykorzystywane były przez innych badaczy w ich studiach nad uwarunkowaniami skłonności respondentów do nieudzielania odpowiedzi na pytanie o dochód. Dla przykładu, zmienne charakteryzujące źródła dochodu pojawiały się w opracowaniu autorstwa Schräple-
ra (2004, 2006), z kolei na liczebność gospodarstwa domowego zwracali uwagę Frick i Grabka (2014), natomiast strukturę rodzinną respondentów, jako predyktor skłonności do nieodpowiadania, uwzględniali Pleis i Dahlhamer (2003).

Przechodząc do opisu zmiennych wykorzystanych w analizach prezentowanych w tym artykule należy wskazać, że w pytaniu o podstawowe źródło dochodu gospodarstwa domowego respondenci proszeni byli przez ankieterów o uwzględnienie dochodów wszystkich członków gospodarstwa

domowego oraz wszelkich dochodów otrzymywanych przez gospodarstwo domowe, a następnie o wybranie jednej z ośmiu możliwych odpowiedzi charakteryzujących główne źródło dochodów: (1) Pensja, pobory, (2) Dochody z pracy na własny rachunek (z wyłączeniem pracy na roli), (3) Dochody z pracy na roli, (4) Renty lub emerytury, (5) Zasiłki dla bezrobotnych/odprawy, (6) Inne świadczenia społeczne i zapomogi, (7) Dochody z inwestycji, oszczędności, ubezpieczeń lub własności, (8) Dochody z innych źródeł. Warto dodać, że w skumulowanym zbiorze danych ESS wartości odpowiedniej zmiennej zredukowane zostały do pięciu kategorii odpowiedzi: (1) Pensja, pobory (w analizach regresyjnych ta kategoria jest referencyjna), (2) Renty lub emerytury, (3) Zasiłki dla bezrobotnych oraz inne świadczenia społeczne i zapomogi, (4) Dochody z inwestycji, oszczędności, ubezpieczeń lub własności oraz dochody z innych źródeł, (5) Dochody z pracy na własny rachunek oraz dochody z pracy na roli.

Liczebność gospodarstwa domowego ustalana jest w ESS na podstawie pytania o to, ile osób (wliczając dzieci) mieszka na stałe wraz z respondentem. Chcieliśmy, by wszystkie (niezależne) zmienne numeryczne posiadały dającą się interpretować wartość 0 (co jest zabiegiem czysto technicznym pozwalającym na interpretację oszacowania stałej w modelu regresji), więc to z liczebności gospodarstwa domowego wyłączyliśmy respondenta. Wartość 0 oznacza zatem, iż żadna dodatkowa osoba, poza respondentem, nie zamieszkuje w gospodarstwie domowym. Mając na uwadze potencjalny nieliniowy wpływ liczebności gospodarstwa domowego na skłonność do nieudzielenia odpowiedzi, jednym z predyktorów uczyniliśmy kwadrat zmiennej opisującej liczebność gospodarstwa domowego.

Ostatnia ze zmiennych niezależnych uwzględnionych w naszych analizach charakteryzowała strukturę rodzinną gospodarstwa domowego. Wartości tej zmiennej wyróżniliśmy wykorzystując dane zakodowane w ramach przeprowadzanej w ESS inwentaryzacji wszystkich osób zamieszkujących w gospodarstwie domowym respondenta. Ponieważ inwentaryzacja taka bierze pod uwagę płeć, wiek oraz stopień pokrewieństwa każdej osoby z respondentem, to umożliwia szczegółowy opis relacji (w tym sytuacji rodzinnej) pomiędzy członkami gospodarstwa domowego. Wyróżniliśmy następujące wartości zmiennej: (1) Respondent mieszka w jednoosobowym gospodarstwie domowym (kategoria referencyjna), (2) Respondent mieszka ze współmałżonkiem lub partnerem w dwuosobowym gospodarstwie domowym, (3) Respondent jest samotnym rodzicem wychowującym dziecko do lat 18-tu, (4) Respondent mieszka ze współmałżonkiem lub partnerem oraz dziećmi do lat 18-tu, (5) Respondent mieszka ze współmałżonkiem lub partnerem, dziećmi (bez względu na wiek) oraz innymi krewnymi, (6) Respondent mieszka w innym typie gospodarstwa domowego.

Zbiór zmiennych kontrolnych

Zestaw zmiennych kontrolnych zawierał podstawowe charakterystyki społeczno-demograficzne respondentów, które udało nam się odnaleźć w innych studiach empirycznych poświęconych problemowi uchylania się od odpowiedzi, tj. płeć, wiek oraz poziom wykształcenia (zob. np. Piekut 2019). Płeć została zakodowana jako 0 (kobieta) oraz 1 (mężczyzna), podczas gdy wiek scentrowaliśmy wokół średniej wartości na całym zbiorze danych wynoszącej 47,44 lat. Poziom wykształcenia respondentów – mierzony w ESS według Międzynarodowej Standardowej Klasyfikacji Edukacji (ISCED) – przekodowaliśmy na pięć kategorii wyróżniając respondentów posiadających: (1) brak formalnego wykształcenia lub wykształcenie podstawowe (ISCED 0-1); kategoria referencyjna, (2) wykształcenie gimnazjalne (ISCED 2), (3) wykształcenie ponadgimnazjalne (ISCED 3), (4) wykształcenie policealne (ISCED 4) oraz (5) wykształcenie wyższe na poziomie licencjackim lub magisterskim (ISCED 5-6). Poza tym kontrolowaliśmy również to, czy w okresie realizacji badań terenowych respondent był uczniem lub studentem (takim osobom przypisaliśmy w osobnej zmiennej kod 1).

Motywowani wcześniejszymi studiami empirycznymi wskazującymi, iż respondenci bardziej zaniepokojeni swoją sytuacją finansową będą mniej skłonni do dzielenia się informacjami o dochodach swojego gospodarstwa domowego (zob. Hariri, Lassen 2017), kontrolowaliśmy również postrzeganie przez respondentów ich sytuacji finansowej. W ramach odpowiedniego pytania o odczucia na temat obecnych dochodów, osoby biorące udział w ESS mogły wybrać jedną z czterech możliwych odpowiedzi: (1) Praktycznie nie dajemy/nie daję sobie rady (kategoria referencyjna), (2) Z trudem dajemy/daję sobie radę, (3) Dajemy/daję sobie radę, (4) Żyjemy/żyję dostatnio.

Do analiz regresyjnych włączyliśmy również zmienną kontrolną opisującą indeks zaufania uogólnionego (Reeskens, Hooghe 2008). Po pierwsze, niektórzy autorzy sugerują, iż osoby o niskim poziomie zaufania będą bardziej skłonne do ukrywania swoich dochodów (D'Hernoncourt, Méon 2012; Kim i in. 2015). Po drugie, w wielu analizach empirycznych zauważono, iż poziom zaufania oraz deklarowany poziom dochodów są ze sobą pozytywnie skorelowane (zob. Bjørnskov, Svendsen 2013; Brandt, Wetherell, Henry 2015; Ananyev, Guriev 2016). Indeks zaufania uogólnionego zdefiniowaliśmy jako średnią arytmetyczną z odpowiedzi na trzy pytania, w których respondenci określili, na ile (w skali od 0 do 10) zgadzają się z podanymi im stwierdzeniami:

- większości ludzi można ufać, czy też, że w kontaktach z ludźmi ostrożności nigdy za wiele (10 oznaczała odpowiedź „Większości ludzi można ufać”);
- gdyby nadarzyła się okazja, większość ludzi starałaby się P. wykorzystać, czy też starałaby się postępować uczciwie (10 oznaczała odpowiedź „Większość ludzi starałaby się postępować uczciwie”);

- ludzie przede wszystkim starają się służyć pomocą innym, czy też, że przede wszystkim dbają o własny interes (10 oznaczała odpowiedź „Ludzie przede wszystkim starają się służyć pomocą innym”).

Przed włączeniem indeksu zaufania uogólnionego do modeli regresyjnych przeprowadziliśmy standaryzację jego wartości na całym skumulowanym zbiorze danych.

Jako ostatnią zmienną kontrolną uwzględniliśmy również pytanie o to, czy rząd powinien podjąć działania zmierzające do zmniejszenia różnic w dochodach, z wartościami zmiennej odpowiadającej kategoriom odpowiedzi: (1) Zdecydowanie się zgadzam, (2) Zgadzam się, (3) Ani się zgadzam, ani się nie zgadzam, (4) Nie zgadzam się, (5) Zdecydowanie nie zgadzam się. Zmienna ta na poziomie indywidualnym pozostaje komplementarna względem kontekstowej zmiennej poziomu krajowego opisującej poziom nierówności dochodowych. Podobnie jak w przypadku zaufania uogólnionego, przeprowadziliśmy standaryzację wartości tej zmiennej na całym zbiorze danych.

Zmienne kontekstowe na poziomie krajowym

W celu oceny wpływu czynników kontekstowych na zróżnicowanie przeciętnych wartości krajowych odsetków braków odpowiedzi w pytaniu o dochód wybraliśmy cztery zmienne:

- współczynnik nierówności dochodowych Giniego (Eurostat: EU-SILC)¹;
- stopę bezrobocia długotrwałego (powyżej 12 miesięcy) wyrażającą odsetek osób długotrwale bezrobotnych w wieku 15–74 lata z zbiorze populacji aktywnej zawodowo (Eurostat: BAEL)²;
- udział pracowników tymczasowych (osób zatrudnionych na czas określony) w całkowitej liczbie pracowników w wieku 20–64 lata (Eurostat: BAEL)³;
- odsetek gospodarstw domowych posiadających znaczące trudności z „wiązaniami końca z końcem” (Eurostat: EU-SILC)⁴.

Przedstawiony zestaw zmiennych opisuje krajowe konteksty, które mogą komplikować sytuację dochodową gospodarstw domowych oraz mieć przełożenie na przeciętną skłonność respondentów z każdego kraju/rundy do unikania odpowiedzi na pytanie o dochód. Należy równocześnie pamiętać, że analizowane przez nas dane dotyczą spowolnienia gospodarczego oraz kryzysu

¹ Źródło: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/TESSI190/default/table?lang=en> (dostęp 11/03/2020).

² Źródło: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tesem130/default/table?lang=en> (dostęp 20/04/2020).

³ Źródło: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tesem110/default/table?lang=en> (dostęp 20/04/2020).

⁴ Źródło: https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=ilc_mdcs09&lang=en (dostęp 17/06/2020).

finansowego, z jakim mierzyła się zdecydowana większość europejskich gospodarek w latach 2007–2013. Jednym z następstw społeczno-ekonomicznych tego okresu był wzrost bezrobocia, upowszechnienie się kontraktów krótkoterminowych, obniżenie dochodów znaczącej części gospodarstw domowych oraz wzrost nierówności dochodowych. Innymi słowy, wykorzystane przez nas zmienne kontekstowe wyjaśniają po części relacje zachodzące pomiędzy skomplikowaniem sytuacji dochodowej w poszczególnych krajach oraz przeciętną skłonnością respondentów z danego kraju do nieudzielania informacji o dochodzie, po części natomiast opisują kondycję krajowych gospodarek oraz rynków pracy. Przed włączeniem zmiennych kontekstowych do modeli regresyjnych przeprowadziliśmy ich centrowanie wokół przeciętnej (tj. wartości mediany) na całym zbiorze 89 krajów/rund.

Metody analizy danych – specyfikacja modeli wielopoziomowych

W celu modelowania prawdopodobieństwa braku odpowiedzi w pytaniu o całkowity dochód netto gospodarstwa domowego zastosowaliśmy wielopoziomową analizę regresji logistycznej. Przyjeliśmy, że skłonność do uchylania się od odpowiedzi warunkowana jest zarówno indywidualnymi charakterystykami osób, tj. złożonością struktury gospodarstw domowych zamieszkiwanych przez respondentów (pierwszy poziom analizy), jak również krajowymi zmiennymi kontekstowymi uwzględniającymi czynnik czasu (drugi poziom analizy). Poprzez INR_{ij} oznaczyliśmy dychotomiczną zmienną zależną, dla której $E(INR_{ij} = 1) = \pi_{ij}$ jest prawdopodobieństwem uchylenia się od odpowiedzi na pytanie o dochód przez i -tego respondenta, w j -tym kraju/rundzie. W celu przekształcenia owego prawdopodobieństwa na iloraz szans zastosowaliśmy funkcję *logit* będącą logarytmem naturalnym stosunku szansy zdarzenia $INR_{ij} = 1$ do szansy zdarzenia $INR_{ij} = 0$.

Dla η_{ij} przeprowadziliśmy estymację trzech modeli regresyjnych ze zmiennymi (na poziomie respondentów oraz krajów/rund) dodawanymi w sposób krokowy. Rozpoczęliśmy od **modelu zerowego** – niezawierającego żadnych predyktorów – co jest standardową procedurą mającą na celu oszacowanie części wariancji przypisywanej drugiemu poziomowi analizy (tj. zróżnicowaniu krajów/rund). Następnie w **modelu 1** włączyliśmy wszystkie predyktory oraz zmienne kontrolne poziomu pierwszego, co miało na celu wyjaśnienie indywidualnych uwarunkowań skłonności do uchylania się respondentów od odpowiedzi na pytanie o dochód oraz weryfikację hipotez z grupy H1. Na zakończenie oszacowaliśmy parametry **modelu 2**, dodając do modelu pierwszego wszystkie krajowe zmienne kontekstowe (co miało na celu weryfikację hipotez z grupy H2). Warto dodać, że modele 1 oraz 2 biorą pod uwagę różnice pomiędzy krajami/rundami w przeciętnym poziomie braków danych w pytaniu o dochód, zakładając równocześnie jednakowe nachylenia parametrów regresji. To

ostatnie oznacza, iż efekty związane ze zmiennymi poziomu indywidualnego są niezmiennie w każdym kraju/rundzie. Założenie, o którym mowa, nie zawsze musi znajdować potwierdzenie w danych empirycznych. W celu jego weryfikacji porównaliśmy oszacowania modelu oznaczonego numerem 2, z modelami dopuszczającymi zróżnicowanie oszacowań parametrów regresji w poszczególnych krajach/rundach. Nasze studia wykazały istnienie różnic w wielkości poszczególnych efektów oraz znaczące podobieństwo krajów pod względem istotności efektów oraz kierunku wpływu uwzględnionych predyktorów na skłonność jednostek do nieodpowiadania na pytanie o dochód. Stąd w tekście prezentujemy wyłącznie modele biorące pod uwagę zróżnicowanie parametru stałej w krajach oraz rundach, zakładając jednocześnie jednakowe nachylenia współczynników regresji.

Tabela 1 zawiera zestawienie wszystkich zmiennych niezależnych uwzględnionych w analizie.

Tabela 1. Zbiór predyktorów w modelowaniu wielopoziomowym

Zmienne	Poziom analizy	Opis zmiennej
<i>gndr</i>	respondent	Płeć
<i>age</i>	respondent	Wiek
<i>edulvla</i>	respondent	Poziom wykształcenia
<i>studying</i>	respondent	Obecnie uczy się / studiuje
<i>gincdif</i>	respondent	Rząd powinien redukować nierówności dochodowe
<i>social_trust_index</i>	respondent	Indeks zaufania uogólnionego
<i>hh_structure</i>	respondent	Struktura gospodarstwa domowego
<i>hhmmb</i>	respondent	Wielkość gospodarstwa domowego
<i>hincsrc</i>	respondent	Główne źródło dochodu gospodarstwa domowego
<i>hincfel</i>	respondent	Odczucia na temat dochodu
<i>gini</i>	kraj/runda	Współczynnik Giniego (nierówności dochodowe)
<i>ends_meet</i>	kraj/runda	Odsetek gospodarstw deklarujących duże trudności finansowe
<i>long_term_unemployment</i>	kraj/runda	Wskaźnik długotrwałego bezrobocia (pow. 12 miesięcy)
<i>temporary_employees</i>	kraj/runda	Odsetek pracowników zatrudnionych na czas nieokreślony

Specyfikacja **modelu zerowego**: czynnik losowy na parametrze stałej:

$$\eta_{ij} = \text{logit} \left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}} \right) = \gamma_{00} + u_{0j}$$

gdzie:

- γ_{00} jest parametrem stałej, tzn. logitem przeciętnego prawdopodobieństwa nieudzielenia odpowiedzi na pytanie o dochód w całym zbiorze danych;
- u_{0j} oznacza czynnik losowy dla kraju/rundy.

Specyfikacja **modelu 1**: dodano predykatory oraz zmienne kontrolne na poziomie respondenta; czynnik losowy na parametrze stałej; założono jednakowe nachylenia współczynników regresji pomiędzy krajami/rundami:

$$\eta_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_1 gndr_{ij} + \gamma_2 age_{ij} + \gamma_3 edulvla_{ij} + \gamma_4 studying_{ij} + \gamma_5 gincdif_{ij} \\ + \gamma_6 social_trust_index_{ij} + \gamma_7 hh_structure_{ij} + \gamma_8 hhmb_{ij} \\ + \gamma_9 hhmb * hhmb_{ij} + \gamma_{10} hincsrc_{ij} + \gamma_{11} hincfel_{ij} + u_{0j}$$

gdzie:

- γ_{00} jest parametrem stałej;
- γ jest wektorem współczynników regresji odpowiadających zmiennym na pierwszym poziomie analizy;
- u_{0j} oznacza czynnik losowy dla kraju/rundy.

Specyfikacja **modelu 2**: do predyktorów oraz zmiennych kontrolnych na poziomie respondenta dodane zostały zmienne kontekstowe na poziomie drugim; czynnik losowy na parametrze stałej; jednakowe nachylenia współczynników regresji pomiędzy krajami/rundami:

$$\eta_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} gini_coeff_j + \gamma_{02} make_ends_meet_j + \gamma_{03} long_term_unemployment_j \\ + \gamma_{04} temporary_employees_j + \gamma_{00} + \gamma_1 gndr_{ij} + \gamma_2 age_{ij} + \gamma_3 edulvla_{ij} \\ + \gamma_4 studying_{ij} + \gamma_5 gincdif_{ij} + \gamma_6 social_trust_index_{ij} \\ + \gamma_7 hh_structure_{ij} + \gamma_8 hhmb_{ij} + \gamma_9 hhmb * hhmb_{ij} + \gamma_{10} hincsrc_{ij} \\ + \gamma_{11} hincfel_{ij} + u_{0j}$$

gdzie:

- γ_{00} jest parametrem stałej;
- γ jest wektorem współczynników regresji odpowiadających zmiennym na pierwszym oraz drugim poziomie analizy;
- u_{0j} oznacza czynnik losowy dla kraju/rundy.

Należy również dodać, że wariancja resztkowa skalowana jest w modelu regresji logistycznej do wartości 1, co oznacza, iż nie można testować jej statystycznej istotności (zob. Snijders, Bosker 2011). Ponieważ jednak wariancja rozkładu logistycznego (z współczynnikiem resztkowym 1) jest w przybliżeniu równa 3,29 (zob. Hox, Moerbeek, van de Schoot 2010), to szacując część zróżnicowania przynależną krajom/rundom, relatywnie do wielkości wariancji całkowitej, obliczyliśmy współczynnik korelacji wewnątrzklasowej wykorzystując

wzór zaproponowany w opracowaniu Ronalda Hecka, Scotta Thomasa i Lynna Tabata (2013: 94), tj.:

$$ICC = \sigma_{\text{pomiędzy kraje/rundy}}^2 / (\sigma_{\text{pomiędzy kraje/rundy}}^2 + 3,29).$$

Weryfikacja hipotez badawczych – analizy wyników

Tabela 2 przedstawia oszacowania parametrów wielopoziomowych modeli regresji logistycznych (logarytmy naturalne ilorazów szans), przewidujące prawdopodobieństwo uchylenia się od odpowiedzi na pytanie o dochód w zbiorze wszystkich respondentów z 15 krajów biorących udział w kolejnych rundach ESS (89 krajowych pomiarów; 6 rund w 15-tu krajach z wyłączeniem Portugalii w rundzie 5-tej). Zaczniemy od weryfikacji hipotez dotyczących wpływu struktury gospodarstwa domowego na skłonność do uchylenia się od odpowiedzi na pytanie o dochód. W tym celu przyjrzymy się wynikom przedstawionym w Modelu 1.

Tabela 2. Oszacowania parametrów wielopoziomowej regresji logistycznej

Predykatory oraz zmienne kontrolne	Model zerowy	Model 1	Model 2
<i>Zmienne kontrolne:</i>			
Płeć respondenta (mężczyzna = 1)		-0,217***	-0,217***
Wiek respondenta		0,002**	0,002**
Poziom wykształcenia: – Niepełne podstawowe lub podstawowe (ISCED 0–1)		<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
– Gimnazjalne (ISCED 2)		-0,133***	-0,132***
– Średnie (ISCED 3)		-0,340***	-0,338***
– Policealne (ISCED 4)		-0,464***	-0,463***
– Wyższe studia licencjackie lub magisterskie (ISCED 5–6)		-0,476***	-0,475***
Respondent obecnie uczy się lub studiuje (tak = 1)		0,568***	0,568***
Rząd powinien zredukować poziom nierówności dochodowych		-0,075***	-0,075***
Indeks zaufania uogólnionego		-0,105***	-0,105***
<i>Predykatory na poziomie indywidualnym:</i>			
Wielkość gospodarstwa domowego (liczba osób)		0,174***	0,174***
Kwadrat wielkości gospodarstwa domowego		-0,016***	-0,015***
Struktura gospodarstwa domowego. Respondent: – mieszka w jednoosobowym gosp. dom.		<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
– mieszka z małżonkiem/partnerem w dwuosobowym gosp. dom.		-0,016	-0,016
– jest samotnym rodzicem mieszkającym z dziećmi do lat 18-tu		-0,661***	-0,661***

– mieszka z małżonkiem/partnerem i dziećmi do lat 18-tu		-0,408***	-0,409***
– mieszka z małżonkiem/partnerem, dziećmi i innymi krewnymi		0,581***	0,579***
– mieszka w innym typie gosp. dom.		0,012	0,011
Główne źródło dochodów w gospodarstwie domowym:		<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
– Pensja, pobory			
– Dochód z pracy na własny rachunek lub dochód z pracy na roli		0,388***	0,388***
– Renty lub emerytury		0,016	0,015
– Zasiłki dla bezrobotnych oraz inne świadczenia społeczne i zapomogi		-0,125**	-0,124**
– Dochody z inwestycji, oszczędności, ubezpieczeń, własności lub inne		0,386***	0,386***
Odczucia na temat wielkości obecnego poziomu dochodów:		<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
– Żyjemy/żyję dostatnio			
– Dajemy/daję sobie radę		0,037*	0,036*
– Z trudem dajemy/daję sobie radę		-0,236***	-0,239***
– Praktycznie nie dajemy/nie daję sobie rady		-0,470***	-0,474***
<i>Krajowe zmienne kontekstowe:</i>			
Współczynnik Giniego (nierówności dochodowe)			0,048*
Odsetek gospodarstw deklarujących duże trudności finansowe			0,078**
Wskaźnik długotrwałego bezrobocia (pow. 12 miesięcy)			-0,094**
Odsetek pracowników zatrudnionych na czas nieokreślony			0,014
<i>Stala w modelu regresji</i>	-1,774***	-1,783***	-1,943***
ICC: część wariancji przypisana krajom/rundom	0,12	0,12	0,07
Liczba krajów	15	15	15
Liczba rund ESS	6	6	6
AIC	137885,1	130813,5	130772,0
log-Likelihood	-68940,6	-65381,7	-65357,0

Uwagi: N = 159.938; p-wartość: *p<0,05; **p<0,01; ***p<0,001; w analizie uwzględniono wagi poststratyfikacyjne przemnożone przez wagi populacyjne.

Uzasadniając hipotezy badawcze argumentowaliśmy, iż skłonność do nieudzielenia odpowiedzi będzie zależeć od głównego źródła dochodu gospodarstwa domowego. Uzyskane wyniki dostarczają argumentów na rzecz hipotezy o wpływie skomplikowania gospodarstwa domowego na prawdopodobieństwo braku danych w pytaniu o dochód. Należy wskazać, iż w porównaniu do respondentów, których głównym źródłem dochodów są pensje (regularne i o stabilnej wartości), braki odpowiedzi okazują się istotnie częstsze wśród respondentów zamieszkujących gospodarstwa domowe o dochodzie pochodzącym głównie z pracy na własny rachunek, rolnictwa, inwestycji, oszczędności oraz

innych źródeł (bardziej prawdopodobne jest, że takie źródła dochodu są nieregularne i podlegają wahaniom w czasie). Co więcej, respondenci, których głównym źródłem dochodu gospodarstwa domowego są zasiłki, charakteryzują się istotnie mniejszym prawdopodobieństwem nieudzielenia odpowiedzi. Uzyskane wyniki dostarczają argumentów na rzecz przyjęcia hipotezy **H1a**.

Można również wskazać, iż osoby mieszkające w liczniejszych gospodarstwach domowych charakteryzują się istotnie większą skłonnością do uchylania się od odpowiedzi na pytanie dotyczące dochodu. Zależność jest nieliniowa, albowiem istotnie statystycznie okazały się oszacowania parametrów dla kwadratu liczebności gospodarstwa domowego. Zestawiając dodatnią wartość współczynnika regresji dla liczebności gospodarstwa domowego z ujemną wartością dla kwadratu tej zmiennej należy stwierdzić, iż efekt liczebności gospodarstwa słabnie wraz ze wzrostem liczby osób zamieszkujących w gospodarstwie domowym. Jest to całkowicie zgodne z intuicją. Należy bowiem przypuszczać, że wpływ złożoności gospodarstwa domowego w odpowiadaniu na pytanie o dochód pomiędzy np. dwu- oraz trzyosobowym gospodarstwem domowym będzie znacząco większy, niż ma to miejsce w przypadku gospodarstw ośmio- oraz dziewięciosobowych, gdzie efekt ten nie jest już tak wyraźny.

Jeśli chodzi o uwarunkowania skłonności do nieodpowiadania na pytanie o dochód od struktury rodzinnej gospodarstwa domowego można wskazać, iż w porównaniu z respondentami mieszkającymi samotnie (kategoria odniesienia), osoby zamieszkujące ze współmałżonkiem lub partnerem, ich dziećmi oraz innymi krewnymi (czyli w gospodarstwach o dużej złożoności sytuacji dochodowej) istotnie częściej nie odpowiadały na pytanie o dochód gospodarstwa domowego, natomiast osoby samotnie wychowujące dzieci, a także mieszkające ze współmałżonkiem lub partnerem oraz dziećmi, odpowiadały istotnie częściej. Nie ma przy tym różnicy w skłonności do udzielania odpowiedzi pomiędzy respondentami mieszkającymi samotnie oraz osobami mieszkającymi ze współmałżonkiem/partnerem w dwuosobowych gospodarstwach domowych. Uzyskane wyniki są zgodne z hipotezami **H1b** oraz **H1c**. Prawdopodobieństwo nieudzielenia odpowiedzi na pytanie o dochód wzrasta, jeśli respondent mieszka w liczniejszym gospodarstwie domowym oraz w gospodarstwie domowym o złożonej strukturze, albowiem w obu przypadkach istnieje większa szansa na to, że wielkość dochodów wszystkich członków gospodarstwa domowego nie będzie znana respondentowi.

Przechodząc do analizy efektów kontekstowych na poziomie krajów/rund, przyjrzymy się wynikom modelu zerowego oraz modelu drugiego. Poszukamy przy tym dowodów na rzecz przyjęcia hipotezy o znaczeniu efektów kontekstowych w wyjaśnieniu międzykrajowego zróżnicowania przeciętnych odsetków nieudzielenia odpowiedzi w pytaniu o dochód. Warto zacząć od zestawienia informacji o wielkości współczynnika korelacji wewnątrzspołowej (ICC)

z modelu zerowego oraz modelu oznaczonego cyfrą 2. Model zerowy służył oszacowaniu poziomu wariancji przypisanej dwóm poziomom analizy (jednostkom oraz krajom/rundom), natomiast model 2 (w którym włączono krajowe zmienne kontekstowe) służył sprawdzeniu tego, na ile wariancję przypisaną krajom/rundom da się wyjaśnić czynnikami kontekstowymi włączonymi do analizy. Można zatem zauważyć, że wartość ICC w modelu zerowym wyniosła 12 procent (tj. za taką część zaobserwowanej zmienności pomiędzy krajami/rundami w poziomie nieodpowiadania na pytanie o dochód odpowiadają jakieś cechy krajowe), a włączenie czterech czynników kontekstowych pozwoliło zredukować poziom niewyjaśnionej zmienności do 7 procent (czyli zredukować ją o prawie połowę).

Przechodząc już teraz do opisu wpływu poszczególnych zmiennych kontekstowych (Model 2) na międzykrajowe zróżnicowanie odsetków braków odpowiedzi w pytaniu o dochód można wskazać, iż w krajach o wyższym poziomie nierówności dochodowych, a także o wyższym odsetku ludności pozostającej w trudnej sytuacji materialnej, odnotowano istotnie wyższe przeciętne wskaźniki nieudzielania odpowiedzi (co jest zgodne z **H2**). Z drugiej strony, w krajach o wyższym współczynniku długotrwałego bezrobocia efekt okazał się odwrotny, tzn. respondenci częściej udzielali informacji o swoich dochodach (co nie jest zgodne z wyrażonymi przez nas przypuszczeniami w **H2**). Może to jednak wynikać z tego, iż w sytuacji, gdy większa część populacji pozostaje poza rynkiem pracy w sposób długotrwały, wówczas przez dłuższy czas opiera swoje dochody na świadczeniach socjalnych oraz zapomogach, co z kolei na poziomie indywidualnym zwiększało prawdopodobieństwo raportowania o dochodzie. Co ciekawe, wskaźnik opisujący odsetek pracowników zatrudnionych na umowach czasowych nie był istotnym predykatorem krajowych odsetków braków odpowiedzi. Podsumowując, uzyskane przez nas wyniki dają mieszane ustalenia dotyczące **H2**, albowiem niektóre miary struktury szans dochodowych, takie jak wskaźnik Giniego i odsetek populacji deklarującej pozostawanie w trudnej sytuacji finansowej korelują w sposób istotny z wyższym odsetkiem braków odpowiedzi na pytanie o dochody, inne natomiast już nie.

Należy odnotować fakt, iż przeprowadzone przez nas analizy kontekstów krajowych posiadają pewne ograniczenia. W modelach regresyjnych przyjęliśmy bowiem, iż jednostką grupującą respondentów są kraje/rundy. Przyjęta strategia oznacza, że wartości poszczególnych zmiennych kontekstowych dla tego samego kraju w różnych punktach czasu traktowane są jako niezależne od siebie (a tak nie jest), co w konsekwencji może obniżać trafność formułowanych wniosków dotyczących wpływu poszczególnych zmiennych kontekstowych na przeciętną skłonność jednostek do nieodpowiadania na pytanie o dochód. Z drugiej strony liczba krajów oraz rund była zbyt mała, by przeprowadzić

sensowne analizy na trzech poziomach z respondentami (poziom 1) zagnieżdżonymi w kolejnych rundach (poziom 2) oraz krajach (poziom 3).

Podsumowanie

Przeprowadzone analizy oparte na wynikach Europejskiego Sondażu Społecznego z lat 2008–2018 wykazały, iż za nieudzielenie odpowiedzi na pytanie o całkowity dochód netto gospodarstwa domowego odpowiada złożoność struktury gospodarstwa domowego. Do czynników sprzyjających brakom danych zaliczyć należy zamieszkiwanie w liczniejszych gospodarstwach domowych, o skomplikowanej strukturze rodzinnej oraz w gospodarstwach domowych, w których głównym źródłem dochodu nie jest stałe wynagrodzenie, emerytura, renta lub zasiłek. Choć uzyskany przez nas wynik stanowi po części echo ustaleń innych badaczy (np. Schröpfer 2006; Frick, Grabka 2014), to ponadto udało nam się wykazać, że poza cechami jednostkowymi oraz cechami gospodarstwa domowego na prawdopodobieństwo nieudzielenia odpowiedzi wpływają również krajowe charakterystyki kontekstowe. Innymi słowy wykazaliśmy, że międzykrajowe różnice w nierównościach dochodowych oraz niepewności na rynku pracy kształtują skłonność jednostek do nieodpowiadania na pytanie o dochód.

Kierunkiem dalszych studiów empirycznych nad fenomenem nieodpowiadania na pytanie o dochód mogłyby być analizy ukierunkowane na ustalenie wzorca mechanizmu kształtującego braki danych. W zaprezentowanych analizach wykazaliśmy, że skłonność do nieodpowiadania na pytanie o dochód warunkowana jest cechami respondentów i ich gospodarstw domowych oraz czynnikami strukturalnymi, jednak poza zakresem naszych analiz była próba odpowiedzi na pytanie, czy skłonność do nieodpowiadania pozostaje skorelowana z samym dochodem. Jeśli sytuacja taka miałaby miejsce, to braki danych będące konsekwencją nieudzielenia odpowiedzi miałyby charakter nielosowy i prowadziłyby do znaczącego błędu systematycznego.

Warto przy tym zaznaczyć, że jednym z możliwych sposobów redukcji negatywnych skutków błędów wywołanych nieodpowiadaniem, mogłaby być implementacja „zmodyfikowanych” estymatorów Horvitz-Thomsona (por. Bethlehem 2002), które biorą pod uwagę nie tylko prawdopodobieństwa wylosowania jednostki (tak jak w klasycznym ujęciu), ale także skłonność respondentów do udzielenia odpowiedzi. Warto przy tym zaznaczyć, że choć skłonność respondentów do udzielenia odpowiedzi nie jest znana, to może zostać oszacowana na podstawie informacji pochodzących z pomiaru innych zmiennych oraz uwzględniona w analizie danych jako składnik zmiennej ważącej. Takie podejście zasugerowane zostało w wielu badaniach dotyczących redukcji

negatywnych konsekwencji błędów braków danych spowodowanych niemożliwością realizacji badania ze wszystkimi osobami wylosowanymi do próby (Lepkowski, Kalton, Kasprzyk 1989; Iannacchione 2003; Kim, Kim 2007), jednak rozszerzenie tego podejścia na eliminację błędu systematycznego spowodowanego brakami odpowiedzi na pojedyncze pytania (o szczególnie wysokiej frakcji osób nieodpowiadających) wydaje się całkiem rozsądne.

Bibliografia

- Ananyev, Maxim, Sergei Guriev. 2016. *Effect of income on trust: Evidence from the 2009 crisis in Russia*. Pobrane z: <https://ssrn.com/abstract=2542001>. Dostęp 12.04.2021.
- Bishop, George F., Robert W. Oldendick, Alfred J. Tuchfarber, Stephen E. Bennett. 1986. Opinions on Fictitious Issues: The Pressure to Answer Survey Questions. *Public Opinion Quarterly*, 50, 2: 240–250. DOI: 10.1086/268978.
- Bethlehem, Jelke G. 2002. Weighting nonresponse adjustments based on auxiliary information. In: R. M. Groves, D. A. Dillman, J. L. Eltinge, R. J. A. Little, eds. *Survey nonresponse*. London: Wiley, 275–287.
- Bjørnskov, Christian, Gert T. Svendsen. 2013. Does social trust determine the size of the welfare state? Evidence using historical identification. *Public Choice*, 157, 1-2: 269–286. DOI: 10.1007/s11127-012-9944-x.
- Brandt, Mark J., Geoffrey Wetherell, PJ Henry. 2015. Changes in income predict change in social trust: A longitudinal analysis. *Political Psychology*, 36, 6: 761–768. DOI: 10.1111/pops.12228.
- Beullens, Koen, Geert Loosveldt, Caroline Vandenplas, Ineke Stoop. 2018. Response rates in The European Social Survey: Increasing, decreasing, or a matter of fieldwork efforts? *Survey Methods: Insights from the Field*. Pobrane z: <https://surveyinsights.org/?p=9673>. Dostęp 12.04.2022.
- Callens, Marloes, Geert Loosveldt. 2018. ‚Don’t Know’ Responses to Survey Items on Trust in Police and Criminal Courts: A Word of Caution. *Survey Methods: Insights from the Field*. Pobrane z: <https://surveyinsights.org/?p=9237>. Dostęp: 12.04.2022.
- D’Heroncourt, Johanna, Pierre-Guillaume Méon. 2012. The not so dark side of trust: Does trust increase the size of the shadow economy? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 81, 1: 97–121. DOI: 10.1016/j.jebo.2011.09.010.
- Daniele, Gianmarco, Benny Geys. 2015. Interpersonal trust and welfare state support. *European Journal of Political Economy*, 39: 1–12. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2015.03.005.
- ESS. 2018. *ESS Round 9 Source Questionnaire*. Pobrane z: https://www.european-socialsurvey.org/docs/round9/fieldwork/poland/ESS9_questionnaires_PL.pdf. Dostęp 30.08.2021.
- Fitzgerald, Rory. 2015. Sailing in uncharted waters: structuring and documenting cross-national questionnaire design. *GESIS Papers*, 2015/05, 1–24.

- Fitzgerald, Rory, Roger Jowell. 2010. Measurement equivalence in comparative surveys: the European Social Survey (ESS)—from design to implementation and beyond. In: J. A. Harkness, ed. *Survey Methods in Multinational, Multiregional, and Multicultural Contexts*. London: Wiley, 485–495.
- Frick, Joachim R, Markus Grabka. 2014. Missing income data in the German SOEP: Incidence, imputation and its impact on the income distribution. *SOEP Survey Papers No. 225*.
- Gorodzeisky, Anastasia, Moshe Semyonov. 2018. Competitive threat and temporal change in anti-immigrant sentiment: Insights from a hierarchical age-period-cohort model. *Social Science Research*, 73: 31–44. DOI: 10.1016/j.ssresearch.2018.03.013.
- Hansen, Kirstine, Dylan Kneale. 2013. Does how you measure income make a difference to measuring poverty? Evidence from the UK. *Social Indicators Research*, 110, 3: 1119–1140. DOI: 10.1007/s11205-011-9976-5.
- Hariri, Jacob Gerner, David Dreyer Lassen. 2017. Income and outcomes. Social desirability bias distorts measurements of the relationship between income and political behavior. *Public Opinion Quarterly*, 81, 2: 564–576. DOI: 10.1093/poq/nfw044.
- Heck, Ronald H., Scott Thomas, Lynn Tabata. 2013. *Multilevel modeling of categorical outcomes using IBM SPSS*. London: Routledge.
- Herda, Daniel. 2013. Too many immigrants? Examining alternative forms of immigrant population innumeracy. *Sociological Perspectives*, 56, 2: 213–240. DOI: 10.1525/sop.2013.56.2.213.
- Hershey, Douglas A, Kène Henkens, Hendrik P van Dalen. 2010. What drives retirement income worries in Europe? A multilevel analysis. *European Journal of Ageing*, 7, 4: 301–311. DOI: 10.1007/s10433-010-0167-z.
- Hox, Joop J, Mirjam Moerbeek, Rens Van de Schoot. 2010. *Multilevel analysis: Techniques and applications*. London: Routledge.
- Iannacchione, Vincent G. 2003. Sequential weight adjustments for location and cooperation propensity for the 1995 national survey of family growth. *Journal of Official Statistics*, 19, 1: 31–43.
- Jabkowski, Piotr. 2015. *Reprezentatywność badań reprezentatywnych. Analiza wybranych problemów metodologicznych oraz praktycznych w paradygmacie całkowitego błędu pomiaru*. Poznań: Wydawnictwo Naukowe UAM.
- Kaminska, Olena, Peter Lynn. 2017. Survey-based cross-country comparisons where countries vary in sample design: issues and solutions. *Journal of Official Statistics*, 33, 1: 123–136.
- Kim, Jae K., Jay J. Kim. 2007. Nonresponse weighting adjustment using estimated response probability. *Canadian Journal of Statistics*, 35, 4: 501–514. DOI: 10.1002/cjs.5550350403.
- Kim, Jibum, Jaesok Son, Peter K. Kwok, Jeong-han Kang, Faith Laken, Jodie Daquilanea, Hee-Choon Shin, Tom W. Smith. 2015. Trends and Correlates of Income Nonresponse: Forty Years of the US General Social Survey (GSS). *Journal of Korean Official Statistics*, 20, 1: 1–23.
- Koch, Achim, Michael Blohm. 2009. Item Non-response in the European Social Survey. *ASK Research & Methods*, 18, 1: 45–65.

- Kolarz, Peter, Jelena Angelis, Adam Krčál, Paul Simmonds, Vincent Traag, Martin Wain. 2017. *Comparative impact study of the European Social Survey (ESS) ERIC*. Brussels: Technopolis Group.
- Krosnick, John A. 1991. Response strategies for coping with the cognitive demands of attitude measures in surveys. *Applied Cognitive Psychology*, 5, 3: 213–236. DOI: 10.1002/acp.2350050305.
- Krosnick, John A., Allyson L. Holbrook, Matthew K. Berent, Richard T. Carson, W. Michael Hanemann, Raymond J. Kopp, Robert Cameron Mitchell, Stanley Presser, Paul A. Ruud, V. Kerry Smith, Wendy R. Moody, Melanie C. Green, Michael Conaway. 2002. The impact of „no opinion” response options on data quality: non-attitude reduction or an invitation to satisfice? *Public Opinion Quarterly*, 66, 3: 371–403. DOI: 10.1086/341394.
- Lahtinen, Hannu, Pekka Martikainen, Mikko Mattila, Hanna Wass, Lauri Rapeli. 2019. Do Surveys Overestimate or Underestimate Socioeconomic Differences in Voter Turnout? Evidence from Administrative Registers. *Public Opinion Quarterly*, 83, 2: 363–385. DOI: 10.1093/poq/nfz022.
- Lelkes, Orsolya. 2006. Knowing what is good for you: Empirical analysis of personal preferences and the “objective good”. *The Journal of Socio-Economics*, 35, 2: 285–307. DOI: 10.1016/j.socec.2005.11.002.
- Lepkowski, James, Graham Kalton, Daniel Kasprzyk. 1989. *Weighting adjustments for partial nonresponse in the 1984 SIPP panel*. Pobrane z: http://www.asasrms.org/Proceedings/papers/1989_050.pdf. Dostęp 10/09/2021.
- Lynn, Peter, Sabine Häder, Siegfried Gabler, Seppo Laaksonen. 2007. Methods for achieving equivalence of samples in cross-national surveys: the European Social Survey experience. *Journal of Official Statistics*, 23, 1: 107–124.
- Lynn, Peter, Annette Jakle, Stephen P. Jenkins, Emanuela Sala. 2006. The Effects of Dependent Interviewing on Responses to Questions on Income Sources. *Journal of Official Statistics*, 22, 3: 357–384.
- Piekut, Aneta. 2019. Survey nonresponse in attitudes towards immigration in Europe. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 1–26. DOI: 10.1080/1369183x.2019.1661773.
- Pleis, John R., James Dahllamer. 2003. *Family Income Nonresponse in the National Health Interview Survey (NHIS): 1997-2000*. Paper presented at the Proceedings of the 2003 Joint Statistical Meetings.
- Reeskens, Tim, Marc Hooghe. 2008. Cross-cultural measurement equivalence of generalized trust. Evidence from the European Social Survey (2002 and 2004). *Social Indicators Research*, 85, 3: 515–532. DOI: 10.1007/s11205-007-9100-z.
- Riphahn, Regina T., Oliver Serfling. 2005. Item non-response on income and wealth questions. *Empirical Economics*, 30, 2: 521–538. DOI: 10.1007/s00181-005-0247-7.
- Schräpler, Jörg-Peter. 2000. Respondent behavior in panel studies: A case study for income nonresponse by means of the German Socio-Economic Panel (SOEP). *Sociological Methods & Research*, 33, 1: 118–156. DOI: 10.1177/0049124103262689.
- Schräpler, Jörg-Peter. 2006. Explaining Income Nonresponse – A Case Study by means of the British Household Panel Study (BHPS). *Quality & Quantity*, 40, 6: 1013–1036. DOI: 10.1007/s11135-005-5429-z.

- Schuman, Howard, Stanley Presser. 1996. *Questions and answers in attitude surveys: Experiments on question form, wording, and context*. London: Sage.
- Sicinski, Andrzej. 1970. „Don't Know” Answers in Cross-National Surveys. *The Public Opinion Quarterly*, 34, 1: 126–129. DOI: <http://www.jstor.org/stable/2747891>.
- Skelton, Vincent C. 1963. Patterns behind “Income Refusals”. *Journal of Marketing*, 27, 3: 38–41. DOI: 10.1177/002224296302700308.
- Snijders, Tom A.B., Roel J Bosker. 2011. *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modelling*. London: Sage.
- Zhu, Jian-Hua. 1996. ‘I don't know’ in public opinion surveys in China: Individual and contextual causes of item non-response. *Journal of Contemporary China*, 5, 12: 223–244. DOI: 10.1080/10670569608724251.