

Rafał Mišta, Leszek Morawski***

DOCHÓD, PŁEĆ I WIEK A WSPÓLNE ZAMIESZKIWANIE Z RODZICAMI. PRZYPADEK POLSKI, CZECH, ESTONII I WĘGIER¹

(Artykuł nadesłany: 25.03.2016; Zaakceptowany: 14.06.2016)

STRESZCZENIE

Celem pracy jest poszerzenie wiedzy o procesach usamodzielniania się młodych ludzi w krajach Europy Środkowej i Wschodniej. W artykule wykorzystano dane z Badania Dochodów i Warunków Życia Ludności (EU-SILC) z lat 2005–2012 do analizy związku między zamożnością gospodarstwa domowego, płcią i wiekiem dziecka a prawdopodobieństwem wyprowadzki z domu rodziców. Badanie przeprowadzono dla gospodarstw domowych z Polski, Czech, Węgier i Estonii. Zidentyfikowane zależności nie różnią się od zaobserwowanych uprzednio w krajach Europy Zachodniej – wcześniej z domu rodziców wyprowadzają się kobiety, a wpływ zamożności jest zróżnicowany w zależności od kraju. Mimo podobnego poziomu rozwoju gospodarczego i historii zmian społeczno-gospodarczych, wzorzec wyprowadzek w Estonii jest bliższy państwom skandynawskim niż krajom Europy Środkowej.

Słowa kluczowe: struktura gospodarstwa domowego, młodzi, EU-SILC, regresja logistyczna.

JEL Classification: D19, J12, J16

* Wydział Nauk Ekonomicznych UW oraz Instytut Studiów Społecznych UW; email: rmista@coin.wne.uw.edu.pl.

** Instytut Nauk Ekonomicznych PAN; email: lmorawski@inepan.waw.pl.

¹ Praca została przygotowana w ramach projektu sfinansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki, przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2013/09/B/H54/01923”.

WPROWADZENIE

W roku 2014 średni wiek młodych osób opuszczających dom rodzinny w krajach EU-27 wynosił około 27 lat w przypadku mężczyzn i 25 lat w odniesieniu do kobiet. Statystyki średniego wieku nie pokazują jednak pełnego obrazu. W Finlandii i Danii „dzieci” opuszczają gospodarstwa domowe rodziców już między 18. a 22. rokiem życia i tylko niezbyt liczna mniejszość pozostaje z rodzicami aż do ukończenia 30 lat. Dla odmiany w krajach Europy Południowej znaczna grupa pozostaje z rodzicami do 30. roku życia, rzadziej natomiast opuszczają dom rodzinny osoby, które nie ukończyły 22 lat (Chiuri, Del Boca, 2010). Rozbieżności są więc w tym wypadku znaczące, co próbuje się opisać, dokonując rozróżnienia między europejskimi krajami Północy i krajami Południa (Reher, 1998). Biorąc pod uwagę decyzję o założeniu rodziny, będącą jedną z ważniejszych przyczyn usamodzielniania się młodych ludzi, wyodrębnia się trzy następujące schematy regionalne: 1) późnego wieku wyprowadzki, łączącej się z wejściem w związek małżeński – kraje śródziemnomorskie; 2) długiego okresu między wyprowadzką z domu rodzinnego a wejściem w związek małżeński – kraje Europy Północnej; 3) wczesnego wieku wyprowadzania się od rodziców i późnej stabilizacji związanej z założeniem rodziny – Wielka Brytania i kraje skandynawskie (Cavalli, Galland, 1996; Iacovou, 2002). To rozróżnienie pozostaje w ścisłej relacji (korelacji) z podziałem krajów ze względu na znaczenie systemu opieki społecznej (*welfare regimes*), zaproponowanym przez Espinga-Andersena (1990).

O ile procesy usamodzielniania się w określonym wieku są bardzo zróżnicowane pod względem geograficznym, to w odniesieniu do płci można wychwycić powszechnie występującą prawidłowość: prawie we wszystkich krajach córki wyprowadzają się z domów rodziców wcześniej niż synowie. Według Chiuri i del Boca (2010) dysproporcji tej nie wyjaśniają w pełni przyczyny uwzględnione w standardowej teorii kapitału ludzkiego. Gdyby bowiem akumulacja kapitału ludzkiego była niezależna od płci, wówczas wiek kobiet powinien być zbliżony do wieku mężczyzn.

Związki między usamodzielnianiem się dzieci a wiekiem i płcią, o których tu mowa, dotyczą krajów Europy Zachodniej i niekoniecznie muszą opisywać sytuację w krajach Europy Środkowej i Wschodniej. Prowadzi to do pytania, czy proces usamodzielniania się osób młodych w Europie Środkowej i Wschodniej przebiega podobnie do opisywanego w lepiej rozwiniętych pod względem ekonomicznym i, w mniejszym lub większym stopniu, odmiennych kulturowo krajach Europy Zachodniej.

Kwestia usamodzielniania się młodych osób może wydawać się odległa od zagadnień typowych dla ekonomii. Jak jednak pokazano w dalszej części pracy, decyzja o wyprowadzce związana jest z tak typowymi problemami ekonomicznymi, jak kształtowanie się stopy oszczędzania, wyborami edukacyjnymi czy wpływem polityk dochodowych skierowanych do gospodarstw domowych na transfery międzygeneracyjne. Różnorodność problemów ekonomicznych pozostających w ścisłym związku z decyzjami o opuszczeniu domu rodzinnego oraz mała liczba

publikacji na ten temat, dotycząca krajów Europy Środkowej i Wschodniej, skłoniły nas do podjęcia tego tematu. Celem pracy jest poszerzenie wiedzy o procesach związanych z usamodzielnianiem się młodych ludzi w tej części Europy. Koncentrujemy się w niej przede wszystkim na związkach między zamożnością gospodarstwa domowego, utożsamianą z jego ekwiwalentnym dochodem do dyspozycji, wiekiem oraz płcią a prawdopodobieństwem wyprowadzenia się z domu rodziców. Interesuje nas to, czy zależności zaobserwowane w krajach zachodnioeuropejskich można również zauważyć w naszej części Europy.

Analizując wpływ zamożności, posłużyliśmy się dwoma rodzajami skal ekwiwalentności służącymi do porównywania dochodu gospodarstw o różnych składach osobowych. Skale ekwiwalentności umożliwiają przeliczenie dochodu gospodarstwa domowego na wielkość dochodu ekwiwalentnego na domownika, tj. uwzględniającego korzyści skali i różne potrzeby osób o odmiennych charakterystykach demograficznych, czego nie bierze pod uwagę wyliczenie zwykłego średniego dochodu w gospodarstwie. Przykładowo, mieszkająca ze sobą para dorosłych nie potrzebuje na pokrycie własnych wydatków tyle, ile dwie osoby dorosłe mieszkające oddzielnie, a dorosły z dzieckiem nie potrzebuje takiego dochodu, jakiego potrzebują dwie osoby dorosłe. Zamiast porównywać sytuację materialną takich gospodarstw, dzieląc ich łączny dochód przez 2, można wykorzystać zmodyfikowane przeliczniki, tj. skale ekwiwalentności. Wśród zastosowanych przez nas skal, pierwszą jest powszechnie wykorzystywana w analizach dochodowych zmodyfikowana skala OECD, drugą natomiast – skala subiektywna, wyznaczona na podstawie deklaracji o minimalnym dochodzie koniecznym do powiązania „końca z końcem”. Zaletą skali subiektywnej w stosunku do skali OECD jest przyjmowanie przez nią różnych wartości dla poszczególnych krajów zależnych od oceny satysfakcji z dochodu. Dotychczas wyniki stosowania różnych skal dyskutowane były jedynie w analizach ubóstwa (np. Bishop i in., 2014). W artykule rozszerzamy zakres ich wykorzystania w celach porównawczych o tematykę nie dotyczącą niedostatku materialnego.

W pracy korzystamy z danych panelowych pochodzących z EU-SILC (Europejskiego Badania Dochodów i Warunków Życia Ludności). Analiza dotyczy Polski, Czech, Węgier i Estonii, w przypadku tych krajów dysponowaliśmy bowiem odpowiednim materiałem porównawczym o wystarczającej liczbie obserwacji (tabela Z1 w Załączniku). Podstawowym celem badania EU-SILC jest zebranie danych dochodowych od gospodarstw domowych na potrzeby analiz związanych z ubóstwem dochodowym i wykluczeniem społecznym. W analizie wyprzewodzek jest to zatem wtórny zbiór danych, który nie został stworzony z myślą o analizowaniu tego zjawiska. Dlatego brakuje w nim potencjalnie ważnych zmiennych, takich jak np. informacji o transferach między rodzicami a dziećmi, o indywidualnym dochodzie poszczególnych domowników czy o możliwości studiowania w miejscu zamieszkania. Uwzględniając charakter danych, źródłowych, wybór dostępnych zmiennych niezależnych (dochód, wiek, płeć) wydaje się całkowicie uzasadniony, a zarejestrowana liczba zdarzeń pozwala na przeprowadzenie opisu zjawiska.

W artykule zastosowano metodę opisową wykorzystującą niestrukturalną analizę danych. W badaniu formułujemy więc przypuszczenia odnośnie do procesu opuszczania domu rodziców, nie mając podstaw do przeprowadzenia formalnej weryfikacji hipotez badawczych. Zastosowanie podejścia opisowego jest uzasadnione z uwagi na ograniczenia związane z możliwym do wykorzystania zbiorem danych, a także z powodów wskazanych w pracy: Le Blanc i Wolff (2003). Według tych autorów, modele strukturalne tłumaczące wspólne zamieszkiwanie z rodzicami są oparte na bardzo specyficznych założeniach dotyczących: podaży pracy, wpływu transferów publicznych i wyborów edukacyjnych. Szczegółowość tych założeń sprawia, że ewentualne uogólnienia formułowane na ich podstawie są łatwe do zakwestionowania. Niemniej jednak jesteśmy przekonani, podobnie jak Le Blanc i Wolff, że przy obecnym stanie wiedzy opisowa analiza danych dostarcza wartościowych przypuszczeń, pomocnych w lepszym zrozumieniu zjawiska usamodzielniania się młodych ludzi w Europie Środkowej. W kolejnych częściach artykułu przedstawiamy przegląd literatury, sposób konstrukcji zbioru danych, zmienne wykorzystane w analizie oraz wyniki i ich interpretację.

1. PRZEGLĄD LITERATURY

Decyzje młodych ludzi o wyprowadzeniu się z domu rodzinnego są rezultatem splotu różnych czynników i sytuacji życiowych. Opuszczanie gospodarstwa domowego rodziców nie jest sprawą indywidualną, ale związaną z relacjami z rodzicami. Zaznacza się przy tym konflikt między potrzebą prywatności i niezależności a poczuciem wspólnoty związanej z rodziną i możliwością wzajemnej pomocy w ramach gospodarstwa domowego (Iacovou, 2010; McElroy, 1985).

D.A. Cobb-Clark (2008) w przeglądzie literatury dotyczącej wyprowadzek młodych zwraca uwagę na wielość aspektów tego procesu, a także na ich związek z ekonomicznymi przyczynami i konsekwencjami. Usamodzielnianie się osób młodych jest uzależnione od procesów demograficznych (zawieranie małżeństw, chęć posiadania dzieci), wyborów finansowych (koszt mieszkania i decyzje o oszczędnościach) oraz od decyzji edukacyjnych (inwestycje w kapitał ludzki).

Szczególną wagę w literaturze przypisuje się dwóm zagadnieniom – motywom międzygeneracyjnych transferów między rodzicami a dziećmi oraz wpływowi polityki dochodowej na tempo usamodzielniania się osób młodych. W modelu altruistycznym zwiększenie transferów publicznych nie zmienia wartości całkowitego transferu, ponieważ świadczenia publiczne traktowane są jako substytut transferu prywatnego. Jeżeli jednak decyzje rodziców motywowane są wymianą międzygeneracyjną, wówczas dodatkowy dochód z tytułu świadczeń publicznych nie zmniejszy ich prywatnego transferu, a łączne wydatki przeznaczane na dzieci będą większe (patrz m.in. Ermisch, 2003; Rosenzweig, Wolpin, 1993). Ta sama argumentacja uzasadnia niejednoznaczność wpływu wzrostu zamożności rodziców na moment wyprowadzenia się dzieci. Analiza wpływu dochodu na prawdopodobieństwo wyprowadzki komplikuje się jeszcze bardziej, gdy obydwie czynniki

– wzrost transferów publicznych i wzrost dochodów rodziców – występują równocześnie. Tak właśnie działo się w ostatnich latach w Polsce, kiedy to wzrostowi realnych wynagrodzeń towarzyszył wzrost hojności polityki publicznej skierowanej do rodzin z dziećmi (np. przez obniżenie obciążeń z tytułu podatku dochodowego od osób fizycznych i wprowadzenie ulgi podatkowej na dziecko). Według części badaczy (np. Ermisch, 2003), większa zamożność rodziców powinna jednak zwiększyć prawdopodobieństwo wspólnego zamieszkiwania ze względu na możliwość zapewnienia dzieciom wyższego standardu mieszkania. Z drugiej strony, Le Blanc i Wolff (2003) zaproponowali model, który przewiduje wyższe prawdopodobieństwo wyprowadzki w przypadku zamożniejszych gospodarstw, co autorzy tłumaczą decydującym głosem dzieci, dążących do uzyskania niezależności, przy podejmowaniu decyzji o wyprowadzce.

Badania empiryczne wskazują, że wyższe dochody rodziców raczej zmniejszają prawdopodobieństwo wyprowadzki młodych osób z domu rodzinnego (Whittington, Peters, 1996; Aassve i in., 2002; Manacorda, Moretti, 2006). Trzeba jednak pamiętać, że w analizach tych nie w pełni uwzględniono transfery między rodzicami a dziećmi mieszkającymi samodzielnie. A. Laferrère (2006) oczekuje natomiast nieliniowego związku między zasobnością rodziców a wyprowadzkami. Dodatkową komplikację powoduje równoczesne z dochodem uwzględnienie w analizie wieku dziecka – w literaturze spotyka się pogląd, że wśród dorastających dzieci wpływ zamożności jest ujemny, a wśród młodych dorosłych w późniejszych latach może on być dodatni (Waite, Spitze, 1981; Avery i in. 1992; Whittington, Peters, 1996; Mulder, Clark, 2000).

Ważnym czynnikiem różnicującym wyprowadzki jest płeć. Fakt, że wiek kobiet wyprowadzających się od rodziców jest niższy od wieku mężczyzn, tłumaczy się m.in. wcześniejszym zawieraniem małżeństw przez kobiety (Avery i in., 1992). Ta zależność, w przeciwieństwie do kwestii związanych z dochodem, jest – jak się wydaje – powszechna i niezależna od kraju.

C. Saraceno i M. Olagnero (2004) zauważyli, że o ile w państwach UE15 młodzi ludzie mieszkają w większości przypadków sami lub z partnerami w bezdzietnych gospodarstwach domowych, o tyle w krajach, które weszły do Unii w 2004 r., młodzi częściej mieszkają z rodzicami, albo sami są rodzicami. Tym samym kraje Europy Środkowej i Wschodniej są, jak się wydaje, bliższe krajom Południa, z tą różnicą że mimo późniejszego wieku wyprowadzki, młodzi częściej usamodzielniają się w tym znaczeniu, że zakładają własne rodziny, ale nadal mieszkają z rodzicami. F.C. Billari, D. Philipov i P. Baizan (2001) twierdzą, że wysoki odsetek osób w wieku 30 lat mieszkających z rodzicami upodabnia kraje środkowo-europejskie bardziej do krajów śródziemnomorskich niż do krajów Europy Północnej. Przypuszczenie to potwierdzają dane Eurostatu przedstawione w tabeli 1.

Mimo wspólnej historii ostatnich 70 lat uwarunkowania kulturowe wydają się powodować widoczne różnice w procesach usamodzielniania się osób młodych w krajach Europy Środkowej i Wschodniej. Według kryterium średniego wieku wyprowadzania się od rodziców, Polska znalazła się w otoczeniu krajów śród-

Tabela 1. Wspólne zamieszkiwanie z rodzicami w wybranych krajach europejskich (% osób w danej grupie wieku, średnia wartość z lat 2005–2013 oraz średnie wieku wyprowadzki i zawierania pierwszego małżeństwa)

Kraje	Kobiety				Mężczyźni			
	mieszkanie z rodzicami w wieku		średni wiek		mieszkanie z rodzicami w wieku		średni wiek	
	20–24	25–29	wyprowadzki	pierwszego małżeństwa	20–24	25–29	wyprowadzki	pierwszego małżeństwa
	%	%	wiek	wiek	%	%	wiek	wiek
Szwecja	28,57	3,66	20,42	32,34	41,09	7,86	19,76	35,14
Dania	15,12	1,27	21,48	31,32	28,79	4,91	20,63	33,76
Finlandia	16,73	2,90	22,73	30,03	40,73	9,18	20,82	32,31
Holandia	49,92	7,81	24,39	29,75	69,97	22,79	22,43	32,36
Francja	48,11	10,72	24,43	30,21	61,92	19,87	22,64	32,40
Wielka Brytania	48,20	14,52	24,72	bd	64,73	28,06	22,76	bd
Estonia	60,93	22,76	25,81	27,71	73,91	34,71	23,64	30,26
Irlandia	68,73	28,27	26,30	31,48	79,69	44,64	24,43	32,87
Belgia	67,83	18,73	26,32	28,78	81,44	30,23	24,36	31,20
Luksemburg	78,66	25,31	26,87	29,69	87,17	47,84	25,63	32,28
Litwa	72,54	30,92	28,29	25,99	85,41	46,38	26,00	28,29
Czechy	77,42	34,83	28,31	27,53	88,98	55,11	25,79	30,47
Łotwa	71,24	35,06	28,58	26,86	81,90	52,12	26,52	29,24

cd. tabeli 1

Węgry	73,82	41,78	29,12	27,79	86,14	62,29	26,50	30,65
Hiszpania	82,72	47,00	29,43	30,60	87,76	60,41	27,62	32,78
Polska	77,77	44,60	29,53	25,91	89,44	60,67	27,36	28,32
Portugalia	82,51	53,21	29,59	27,51	89,68	66,61	27,67	29,37
Grecja	68,36	52,49	30,07	29,06	81,54	75,67	27,14	32,50
Rumunia	75,04	38,44	30,43	25,93	91,39	70,46	26,11	29,50
Słowenia	89,09	54,88	30,89	28,91	94,32	75,27	28,04	31,60
Włochy	84,90	53,41	30,92	29,96	91,87	69,46	28,56	32,99
Bułgaria	68,48	42,64	31,60	26,14	89,98	73,11	26,89	29,46
Słowacja	89,61	58,89	31,67	27,29	95,52	75,16	29,17	30,16
Norwegia	22,79	3,48	bd	30,96	33,78	8,10	bd	33,73
Islandia	44,44	11,08	bd	32,10	60,38	21,70	bd	34,50
Szwajcaria	70,76	12,79	bd	29,59	84,00	30,96	bd	32,03

Komentarz: Dane posortowane według średniego wieku wyprawdzki dla kobiet.

Źródło: opracowano na podstawie danych Eurostatu.

ziemnomorskich, gdzie wiek ten jest późny, natomiast w Estonii wyniki są zbliżone do takich krajów, jak Belgia, Irlandia i Wielka Brytania. Modyfikując nieznacznie klasyfikację opracowaną przez S. Mandica (2008), Estonię można zaliczyć do grupy obejmującej kraje Europy Północno-Zachodniej oraz kraje skandynawskie, w których młodzi wcześniej wyprowadzają się z domu i późno zakładają rodziny. Pozostałe kraje objęte badaniem pasują do grupy południowo-zachodniej, obejmującej kraje śródziemnomorskie, gdzie odwieka się wyprowadzenie od rodziców i założenie własnej rodziny. Przy czym, ze względu na niższy wiek zawierania pierwszego związku małżeńskiego, Polska – jak się wydaje – nieco różni się od innych krajów w tej grupie.

2. DANE, MODEL STATYSTYCZNY I DOBÓR ZMIENNYCH

Zbiór danych wykorzystany w pracy powstał na podstawie Europejskiego Badania Dochodów i Warunków Życia Ludności (*European Union Statistics on Income and Living Conditions* – EU-SILC). Jest to powszechne badanie w krajach UE mające na celu dostarczenie danych o ubóstwie dochodowym i wykluczeniu społecznym. W Polsce, Czechach, na Węgrzech i w Estonii badanie EU-SILC prowadzone jest od 2005 roku. Dane zbierane są zarówno w postaci przekrojowej, jak i czteroletnich paneli. W przedstawionym badaniu korzystamy z paneli obejmujących lata 2005–2012.

W modelowaniu prawdopodobieństwa wyprowadzki od rodziców wskazane jest stosowanie podejścia dynamicznego, ponieważ wyprowadzka w danym okresie odzwierciedla decyzje podejmowane w okresie poprzedzającym (Ermisch, 1999). W EU-SILC każdej osobie można przypisać cechy gospodarstwa domowego oraz jej cechy indywidualne i powiązać je z faktem wyprowadzki w roku następnym (zob. Iacovou, 2010; Baranowska, 2011; Skew, Iacovou, 2011; Mazzotta, Parisi, 2015). Pozwala to zbudować model statystyczny, wiążący cechy gospodarstwa domowego w okresie t z prawdopodobieństwem wyprowadzenia się młodej osoby dorosłej od rodziców w okresie $t+1$. Ze względu na binarny charakter zmiennej objaśnianej (ktoś się wyprowadził lub nie) w analizie wykorzystano model regresji logistycznej, a szacowana funkcja prawdopodobieństwa miała postać:

$$P(y_{i,t+1} | \mathbf{x}_{i,t}) = \frac{\exp(\beta_0 + \beta \mathbf{x}_{i,t})}{1 + \exp(\beta_0 + \beta \mathbf{x}_{i,t})}, \quad (1)$$

gdzie: zmienna objaśniana $y_{i,t+1}$ przyjmuje wartość 1, jeśli osoba i w okresie $t+1$ mieszkała z ojcem lub matką (biologicznymi, przybranymi, zastępczymi), a 0 w przeciwnym przypadku, $P(y_{i,t+1} | \mathbf{x}_{i,t})$ to warunkowe prawdopodobieństwo przyjęcia danej wartości przez $y_{i,t+1}$, a $\mathbf{x}_{i,t}$ oznacza wektor cech z okresu t opisujących osobę i .

Ze względu na to, że dwie lub więcej osób może współtworzyć to samo gospodarstwo domowe, do estymacji wykorzystano odporne, warstwowe estymatory

wariancji, gdzie jako warstwy zdefiniowano gospodarstwa domowe. Do ważenia obserwacji wykorzystano wagi bazowe dla osób, dostarczone przez Eurostat w zbiorze EU-SILC. Do badanej próby włączono osoby w wieku od 18 do 34 lat, mieszkające z przynajmniej jednym z rodziców w momencie rozpoczęcia badania. Każda z obserwacji wykorzystywanych w analizie zawiera dane o osobie z okresu t i informację o tym, czy w okresie $t+1$ pozostała ona w gospodarstwie, czy też wyprowadziła się z niego i nie mieszka z rodzicami. Zakłada się, że mieszkanie przez dwa okresy w jednym gospodarstwie świadczy o tym, że dana osoba nie wyprowadziła się od rodziców, natomiast wyprowadzenie się z gospodarstwa rodzinnego traktowane jest jako trwałe. Ze zbioru usunięto gospodarstwa domowe, w których identyfikacja członków gospodarstwa była niejednoznaczna (w tym samym roku, kraju i gospodarstwie musiał być dokładnie jeden rekord o danym *ID*). Usunięto również obserwacje, z których wynikało, że młoda osoba wyprowadziła się od rodziców, a następnie ponownie się do nich wprowadziła.

Zmiennymi objaśniającymi są: dochód do dyspozycji gospodarstwa domowego, wiek i płeć. W badaniach nad wyprowadzkami na podstawie EU-SILC zmienne dochodowe wykorzystano także w pracach: Iacovou (2010), Baranowska (2011), Skew i Iacovou (2011), Addabbo i Kjeldstada (2013) oraz Mazzotta i Parisi (2015).

W modelu wykorzystano realny, ekwiwalentny dochód do dyspozycji netto dla gospodarstwa domowego, którego głównymi składowymi są: dochody z pracy (najmniej, wykonywanej na własny rachunek), emerytury i renty, świadczenia rodzinne i świadczenia z pomocy społecznej². Do urealnienia wartości wykorzystano zharmonizowany wskaźnik cen konsumpcyjnych, podawany przez Eurostat. Wielkość rocznego dochodu ekwiwalentnego gospodarstwa domowego traktowana jest w badaniu jako wskaźnik jego zamożności.

Ekwiwalentność dochodu uzyskano, wykorzystując dwie skale ekwiwalentności – zmodyfikowaną skalę OECD, będącą standardowym narzędziem w badaniach Eurostatu, oraz skalę subiektywną, obliczoną na podstawie informacji o minimalnym dochodzie umożliwiającym zaspokojenie podstawowych potrzeb bytowych. Posłużono się tu metodą zaproponowaną przez Goedharta i in. (1977) i wykorzystaną w pracy Kalbarczyk-Stęclik i in. (2016). Zmodyfikowana skala OECD przyjmuje wartość 1 dla gospodarstwa jednoosobowego i jest zwiększana o wartość wynoszącą 0,3 ze względu na każde dziecko oraz o 0,5 z tytułu drugiej i każdej kolejnej osoby dorosłej. Wartości skali subiektywnej również rosną wraz z liczbą osób, ale są zróżnicowane w zależności od kraju (zob. tabela Z2). Skala subiektywna wskazuje na większe znaczenie ekonomii skali w porównaniu ze skalą OECD.

Podobnie jak w pracach Iacovou (2010) oraz Skew i Iacovou (2011), rozdzielono dochód osoby młodej i dochód jej rodziców. Jest to uzasadnione, ponieważ dochód dzieci wydaje się dodatnio korelować z prawdopodobieństwem wypro-

² Definicja w EU-SILC uwzględnia również takie źródła, jak: wartość konsumpcji własnej, imputowane czynsze, regularne transfery pomiędzy gospodarstwami domowymi. Szczegółowa definicja znajduje się w: Eurostat (2011), s. 217.

wadzki, a w przypadku dochodu rodziców zależność ta może być nieliniowa i zależna od wieku — wskazują na to wnioski zawarte w literaturze dotyczącej tego zagadnienia. Wiek uwzględniono na dwa sposoby. Po pierwsze, przez wprowadzenie wieku jako zmiennej niezależnej do estymowanych regresji, a po drugie przez oszacowanie odrębnych regresji dla młodych osób w przedziałach wieku 18–24 i 25–34 lata.

3. WYNIKI

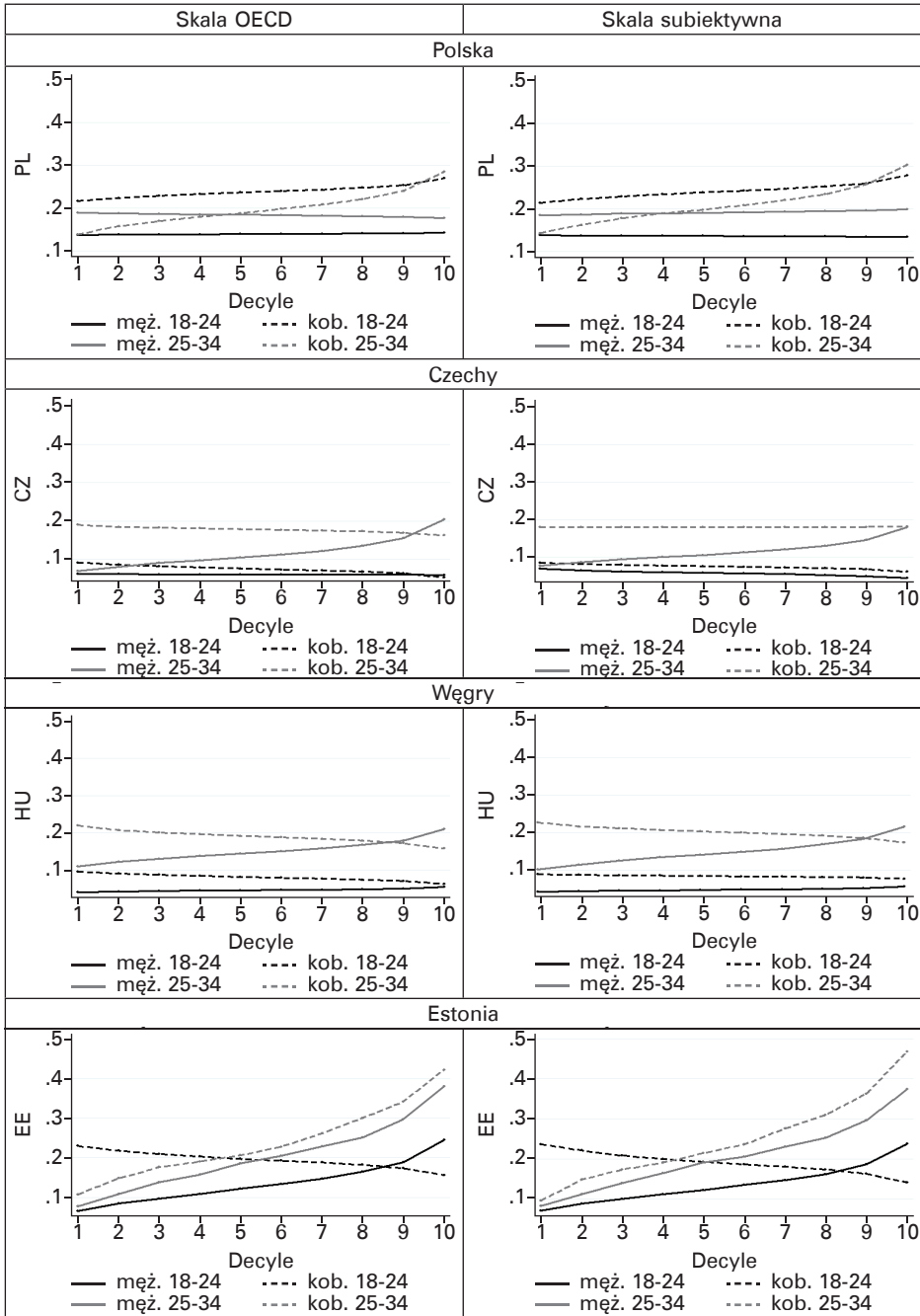
Zależność między wyprowadzkami od rodziców a wiekiem dzieci ma we wszystkich analizowanych krajach kształt odwróconej litery U (Wykres Z1). Wśród osób w wieku 18–24 lata częściej wyprowadzają się kobiety niż mężczyźni, co jest zgodne z wnioskami zawartymi w literaturze przedmiotu. Wiek, w którym kobiety najczęściej wyprowadzają się z domu, wynosi od 24 lat w Polsce do 27 lat na Węgrzech. Odpowiednie wartości dla mężczyzn wynoszą od 25 lat w Polsce do 28 lat w Estonii.

W każdym z krajów zależność między wiekiem i dochodem ekwiwalentnym (zamożnością) a wyprowadzeniem się z domu rodziców ma nieco inny charakter (Wykres Z2). W Czechach osoby wyprowadzające się do mniej więcej 27. roku życia pochodzą z mniej zamożnych rodzin, a na Węgrzech i w Estonii analogicznym wiekiem granicznym jest 22. rok życia. W Polsce różnica pomiędzy zamożnością gospodarstw, z których dzieci w danym wieku się wyprowadziły, a tymi, w których pozostały, jest najmniejsza.

Zamożność gospodarstwa ma większe znaczenie wśród osób wyprowadzających się po 25. roku życia (wykres Z3). Jest to zgodne z hipotezą o skłonności rodziców do utrzymywania lub udzielania pomocy dzieciom na wczesnym etapie ich dorosłości i wpływie wydłużającego się czasu edukacji na opóźnienie momentu opuszczenia domu rodzinnego (Waite, Spitze, 1981; Avery i in., 1992; Whittington, Peters, 1996; Mulder, Clark, 2000). Pozytywny wpływ zamożności względnej (ranking gospodarstwa w uporządkowaniu decylogowym) na decyzję o wyprowadzeniu się jest wyraźnie widoczny w Estonii, dotyczy to zarówno kobiet, jak i mężczyzn. Z mniej klarowną zależnością w przypadku mężczyzn mamy do czynienia na Węgrzech. W Polsce i w Czechach zamożność względna nie odgrywa tak istotnej roli.

W tabelach Z3 i Z4 zamieszczono wyniki estymacji modeli logitowych dla zmiennej identyfikującej wyprowadzkę z gospodarstwa domowego rodziców. Modele oszacowano oddzielnie dla kobiet i mężczyzn oraz prób, w których uwzględniono osoby od 18 do 24 lat i od 25 do 34 lat. Rozważono trzy specyfikacje zmiennych objaśniających i dwie metody wyznaczania dochodu ekwiwalentnego. Specyfikacja oznaczona jako „Model 1” zawierała jako zmienną objaśniającą jedynie logarytm dochodu ekwiwalentnego. W specyfikacji „Model 2” dodano wiek, a w trzeciej – „Model 3” – wzięto również pod uwagę udział dochodów rodziców w dochodzie gospodarstwa domowego. Zmiennymi kontrolnymi we wszystkich modelach były zmienne regionalne oraz lata, w których przeprowadzono badania.

**Rysunek 1. Prawdopodobieństwo wyprowadzki
a zamożność względna gospodarstwa domowego**



Komentarz: patrz tabela Z5; na podstawie modelu 3.

Źródło: opracowanie własne na podstawie EU-SILC.

Na podstawie wyników estymacji stwierdzono, że wśród osób w wieku 18–24 lat zamożność (dochód ekwiwalentny) wpływa na prawdopodobieństwo wyprowadzki z domu rodziców tylko wśród Estończyków. Po uwzględnieniu w modelu wieku, dochód staje się nieistotny w przypadku Polaków, co sugeruje, że to raczej wiek, a nie dochód, określa szansę na wyprowadzkę. Na wybory Czechów i Węgrów negatywnie wpływa udział dochodu rodziców – im jest on większy, tym mniejsza jest szansa wyprowadzenia się. Podobny efekt występuje wśród młodych Węgierek. Taka zależność zgodna jest z predykcjami modelu Ermischa (2003). W Polsce w grupie wieku 18–24 lata dochód odgrywa mniejszą rolę niż w pozostałych krajach.

Zgodnie z oczekiwaniami, znaczenie zamożności rośnie po 24. roku życia. W Polsce łatwiej jest wyprowadzić się z domu kobietom z zamożnych gospodarstw, w których większy jest udział dochodu rodziców. Wyższy dochód gospodarstwa zwiększa szansę wyprowadzki także wśród Estonek, nie widać tu jednak wyraźnego związku z udziałem dochodu rodziców. Wśród mężczyzn szansa na wyprowadzkę rośnie wraz z dochodem. Wyjątkiem jest Polska, gdzie nie widać takiej zależności. Rysunek 1 przedstawia wyniki uzyskane na podstawie modeli logitowych.

ZAKOŃCZENIE

Zagadnienia związane z wyprowadzaniem się dorosłych dzieci od rodziców są obecne w literaturze ekonomicznej od co najmniej 30 lat, ale jest to tematyka podejmowana rzadziej niż inne kwestie demograficzne związane z nową ekonomią rodziny (Cobb-Clark, 2008). Naszym zdaniem, problem wyboru między wspólnym a oddzielnym mieszkaniem z rodzicami zasługuje na większe od dotychczasowego zainteresowanie, ma on bowiem związek z tak ważnymi problemami ekonomicznymi, jak: gromadzenie oszczędności emerytalnych, aktywność osób młodych na rynku pracy czy decyzje prokreacyjne i edukacyjne.

Większość dotychczasowych badań w tym obszarze dotyczy społeczeństw Europy Zachodniej. Brak odpowiednich danych dla krajów Europy Środkowej i Wschodniej jest – jak się wydaje – główną przyczyną takiego stanu rzeczy. Przedstawiony artykuł stara się uzupełnić tę lukę, wykorzystując do tego celu dane panelowe z EU-SILC. Uwzględnione w badaniu kraje łączy wspólna historia zmian społeczno-ekonomicznych ostatnich około 70 lat oraz zbliżony poziom rozwoju gospodarczego. Mimo to, na podstawie oszacowań modelu logitowego, stwierdziliśmy, że w Estonii dominuje model zbliżony do obserwowanego w krajach skandynawskich, odbiegający od typowego dla środkowoeuropejskich i wschodnioeuropejskich krajów postsocjalistycznych. Korzystając z opisowej analizy statystycznej pokazaliśmy, że w krajach Europy Środkowej i Wschodniej kobiety wyprowadzają się wcześniej z domu rodziców niż mężczyźni. Ponieważ identyczną prawidłowość wielokrotnie obserwowano w krajach Europy Zachodniej, to jest ona – jak się wydaje – uniwersalna, niezależna od stopnia rozwoju gospodarczego i uwarunkowań kulturowych.

Podobnie jak w krajach Europy Zachodniej wpływ zamożności na wyprowadzkę jest zróżnicowany w zależności od kraju i trudno jest wskazać jakąś ogólną regułę w tym względzie. Można jednak zauważyć rosnący wpływ zamożności gospodarstwa domowego rodziców na prawdopodobieństwo wyprowadzki wśród osób po 24. roku życia. Wskazuje to na związek usamodzielniania się osób młodych z decyzjami edukacyjnymi. W Polsce i Estonii większa zamożność sprzyja wyprowadzkom córek, za to w Czechach i na Węgrzech – synów. Być może te różnice mają swoje uwarunkowania kulturowe, jednak na podstawie dostępnej literatury i danych, autorzy nie potrafią podać satysfakcjonującego uzasadnienia tych zależności.

Wyprowadzka z domu rodziców Czechów i Węgrów oraz Węgierek do 24. roku życia jest negatywnie skorelowana z udziałem rodziców w dochodzie gospodarstwa. Brak informacji o transferach między rodzicami a dziećmi nie pozwala jednak stwierdzić, czy jest to rezultat altruistycznego postępowania rodziców, czy też głównym motywem jest tu wymiana międzypokoleniowa.

Przedstawione wyniki nie są zależne od stosowanej skali ekwiwalentności, co biorąc pod uwagę brak klarownych argumentów skłaniających do korzystania ze skali OECD przy porównywaniu gospodarstw domowych z krajów Europy Środkowej i Wschodniej, zachęca do stosowania skali subiektywnej. Stosowanie różnych skal jest zgodne z sugestiami Coultera i in. (1992) oraz Garnera i Shorta (2003), którzy zachęcali do korzystania z kilku metod przeważania dochodów i traktowania ich w sposób komplementarny, a nie substytucyjny. Zaletą skali subiektywnej jest przyjmowanie przez nią różnych wartości dla poszczególnych krajów, które wynikają z różnic w ocenach satysfakcji z dochodu. Pozwala to, przynajmniej częściowo, kontrolować różnice w czynnikach kulturowych, co nie jest możliwe przy korzystaniu ze skali OECD.

BIBLIOGRAFIA

- Addabbo T., Kjeldstad R. (2013), *Household affiliation of young adults in Italy and Norway. The significance of gender, sociocultural background, work and money. Statistics Norway Research Department*, "Discussion Paper", No. 752.
- Aassve A., Burgess S., Chesher A., Propper C. (2002), *Transitions from home to marriage of young Americans*, "Journal of Applied Econometrics", Vol. 17, s. 1–23.
- Avery R., Goldscheider F., Speare A. (1992), *Feathered nest/gilded cage: Parental income and leaving home in the transition to adulthood*, "Demography", Vol. 29, s. 375–88.
- Baranowska A. (2011), *Trash contracts? The impact of temporary employment on leaving the parental home in Poland*, „Zeszyty naukowe”, nr 17, Instytut Statystyki i Demografii SGH.
- Billari F.C., Philipov D., Baizan P. (2001), *Leaving Home in Europe: The experience of cohorts born around 1960*, "International Journal of Population Geography", Vol. 7, s. 339–356.
- Cleveland W.S. (1979), *Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots*, "Journal of the American Statistical Association", Vol. 74 (368), s. 829–836.
- Chiuri M., Del Boca C. (2010), *Home-leaving decisions of daughters and sons*, "Review of Economics of the Household", Vol. 8, s. 393–408.

- Cobb-Clark D.A. (2008), *Leaving Home: What economics has to say about the living arrangements of young Australians*, "The Australian Economic Review", Vol. 41(2), s. 160–76
- Coulter F.A., Cowell T.M., Jenkins S.P. (1992), *Differences in needs and assessment of income distributions*, "Bulletin of Economic Research", Vol. 44(2), s. 77–124.
- Ermisch J. (1999), *Prices, Parents and Young People's Household Formation*, "Journal of Urban Economics", Vol. 45(1), s. 47–71.
- Ermisch J. (2003), *An Economic Analysis of the Family*, Princeton University Press, Princeton.
- Esping-Andersen G. (1990), *Three Worlds of Welfare Capitalism*, Polity Press, Cambridge.
- Eurostat (2011), *Description of target variables: Cross-sectional and Longitudinal 2011 operation* (Version May 2011), Eurostat, Luxemburg.
- Eurostat (2015), *Being Young in Europe Today*, Eurostat, Luxemburg.
- Garner T., Short K. (2003), *Personal assessments of minimum income and expenses: What do they tell us about 'minimum living' thresholds and equivalence scales?*, w: *Inequality, Welfare and Poverty: Theory and Measurement, Research on Economic Inequality*, J. Bishop, Y. Amiel (eds), Tom 9, Elsevier Science, s. 191–243.
- Goedhart T., Halberstadt V., Kepteyn A., van Praag B. (1977), *The poverty line: concept and measurement*, "Journal of Human Resources", Vol. 12, s. 503–520.
- Iacovou M. (2002), *Regional differences in the transition to adulthood*, "The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science", No. 580(1), s. 40–69.
- Iacovou M. (2010), *Leaving home: Independence, togetherness and income*, "Advances in Life Course Research", Vol. 15(4), s. 147–160.
- Kalbarczyk-Stęclik M., Miśta R., Morawski L. (2016), *Subjective Equivalence Scale – Cross-Country and Time Differences*, "International Journal of Social Science" (w druku).
- Laferré A. (2006) "Leaving the nest: Parental income, housing, and altruism", nieopublikowany Working Paper [dostęp: <http://www.eea-esem.com/files/papers/EEA-ESEM/2006/1295/Nestleaving-2006V2.pdf>].
- Leaving home in Europe: The role of parents' and children's incomes* (2003), "Review of Economics of the Household", Vol. 4(1), s. 53–73.
- Le Blanc D., Wolf F.C. (2003), *Leaving home in Europe; The role of parents' and children's incomes*, "Review of Economics of the Household", Vol. 4(1), s. 53–73.
- Manacorda M., Moretti E. (2006), *Why do most Italian youths live with their parents? Intergenerational transfers and household structure*, "Journal of the European Economic Association", Vol. 4(4), s. 800–829.
- Mandic S. (2008), *Home-leaving and its structural determinants in Western and Eastern Europe: An exploratory study*, "Housing Studies", Vol. 23(4), s. 615–636.
- Mazzotta F., Parisi L. (2015), *The effect of employment on leaving home in Italy. Discussion*, Paper No. 7, Centro di Ricerca Interdipartimentale in Sviluppo Economico e Istituzioni.
- McElroy M.B. (1985), *The joint determination of household membership and market work: The case of young men*, "Journal of Labor Economics", Vol. 3, s. 293–316.
- Mulder C.H., Clark W.A. (2000), *Leaving home and leaving the state: Evidence from the United States*, "International Journal of Population Geography", Vol. 6, s. 423–437.

- Reher D. S. (1998), *Family ties in Western Europe: Persistent contrasts*, "Population and Development Review", Vol. 24(2), s. 203–234.
- Rosenzweig M.R., Wolpin K.I. (1994), *Parental and public transfers to young women and their children*, "American Economic Review", Vol. 84, s. 1195–1212.
- Saraceno C., Olagnero M. (2004), *Quality of Life in Europe – First Results of a New Pan-European Survey*, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Dublin.
- Skew A., Iacovou M. (2011), *Leaving home in Europe: a first look at Eastern Europe. European, Labor Force Survey (EU-LFS) and European Union Statistics on Income and Living Conditions (EU-SILC) European user Conference*, Mannheim, Germany.
- Waite L., Spitze G. (1981), *Young women's transition to marriage*, "Demography", Vol. 18, s. 681–694.
- Whittington L.A., Peters H.E. (1996), *Economic incentives for financial and residential independence*, "Demography", Vol. 33, s. 82–97.

ZAŁĄCZNIK

Tabela Z1. Liczba obserwacji według zmiennych

Nazwa	Polska						Czechy					
	mężczyźni			kobiety			mężczyźni			kobiety		
	0	1	razem	0	1	razem	0	1	razem	0	1	razem
log. dochodu (sk. OECD)	7 012	1 327	8 339	5 314	1 300	6 614	2 702	294	2 996	1 989	287	2 276
log. dochodu (sk. sub.)	3 901	758	4 659	2 606	657	3 263	2 112	239	2 351	1 428	192	1 620
Dochód ekw. (sk. OECD)	7 016	1 329	8 345	5 316	1 302	6 618	2 702	294	2 996	1 989	287	2 276
Dochód ekw. (sk. sub.)	3 905	760	4 665	2 606	659	3 265	2 112	239	2 351	1 428	192	1 620
Udział doch. rodziców	5 085	841	5 926	3 865	880	4 745	2 604	219	2 823	1 906	224	2 130
Wiek	7 016	1 329	8 345	5 316	1 302	6 618	2 702	294	2 996	1 989	287	2 276
Wykształcenie	6 025	1 059	7 084	4 738	1 074	5 812	2 691	293	2 984	1 982	287	2 269
W związku	6 038	1 059	7 097	4 751	1 075	5 826	2 702	294	2 996	1 989	287	2 276
Region	7 016	1 329	8 345	5 316	1 302	6 618	2 702	294	2 996	1 989	287	2 276
Nazwa	Węgry						Estonia					
	mężczyźni			kobiety			mężczyźni			kobiety		
	0	1	razem	0	1	razem	0	1	razem	0	1	razem
log. dochodu (sk. OECD)	3 784	400	4 184	2 889	393	3 282	2 353	395	2 748	1 824	366	2 190
log. dochodu (sk. sub.)	2 663	274	2 937	1 887	235	2 122	1 486	232	1 718	1 014	180	1 194
Dochód ekw. (sk. OECD)	3 784	401	4 185	2 890	394	3 284	2 355	395	2 750	1 828	366	2 194
Dochód ekw. (sk. sub.)	2 663	275	2 938	1 887	236	2 123	1 487	232	1 719	1 017	180	1 197
Udział doch. rodziców	3 254	329	3 583	2 430	344	2 774	1 614	260	1 874	1 222	245	1 467
Wiek	3 784	401	4 185	2 890	394	3 284	2 355	395	2 750	1 828	366	2 194
Wykształcenie	3 776	401	4 177	2 882	394	3 276	2 317	379	2 696	1 819	356	2 175
Region	3 784	401	4 185	2 890	394	3 284	2 355	395	2 750	1 828	366	2 194

Komentarz: „1” oznacza zaobserwowanie wyprowadzki, 0 to pozostanie w domu rodziców.

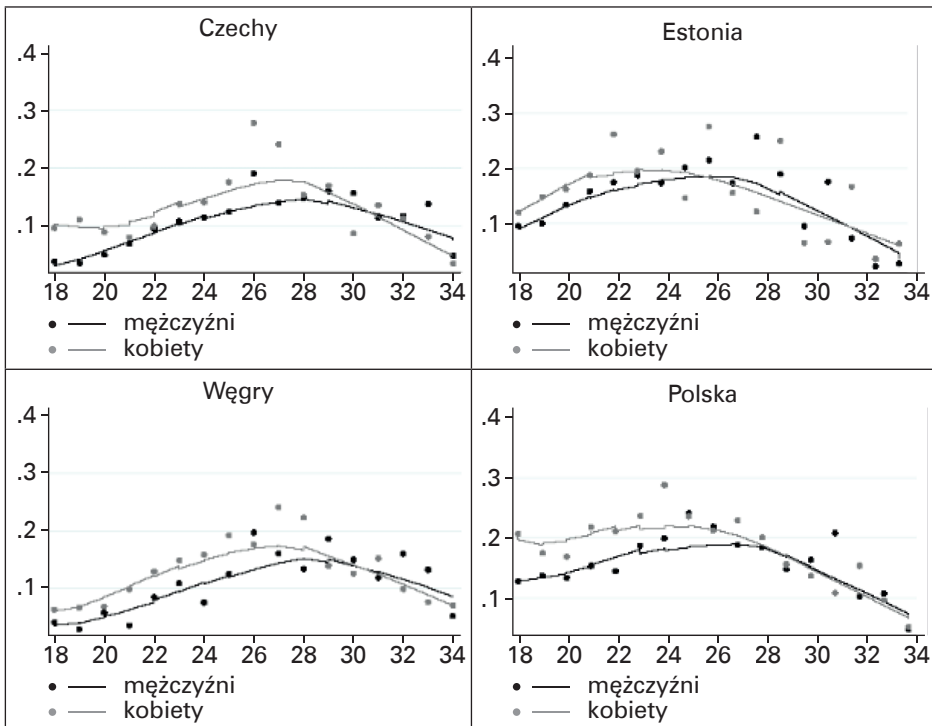
Źródło: opracowanie własne na podstawie EU-SILC.

Tabela Z2. Skale ekwiwalentności

	Skala subiektywna				OECD
	Polska	Czechy	Węgry	Estonia	
a2k0	1,42	1,43	1,4	1,61	1,5
a3k0	1,65	1,72	1,69	2,24	2
a4k0	1,81	1,98	1,95	2,72	2,5
a5k0*	1,90	2,11	2,07	2,98	2,80
a6k0*	1,98	2,22	2,18	3,20	3,10
a2k1	1,68	1,8	1,66	2,2	1,8
a2k2	1,79	1,88	1,82	2,46	2,1
a3k1*	1,95	2,17	2,00	3,06	2,3
a4k1*	2,14	2,49	2,31	3,72	2,8

Komentarz: (*) Wartości przybliżone.

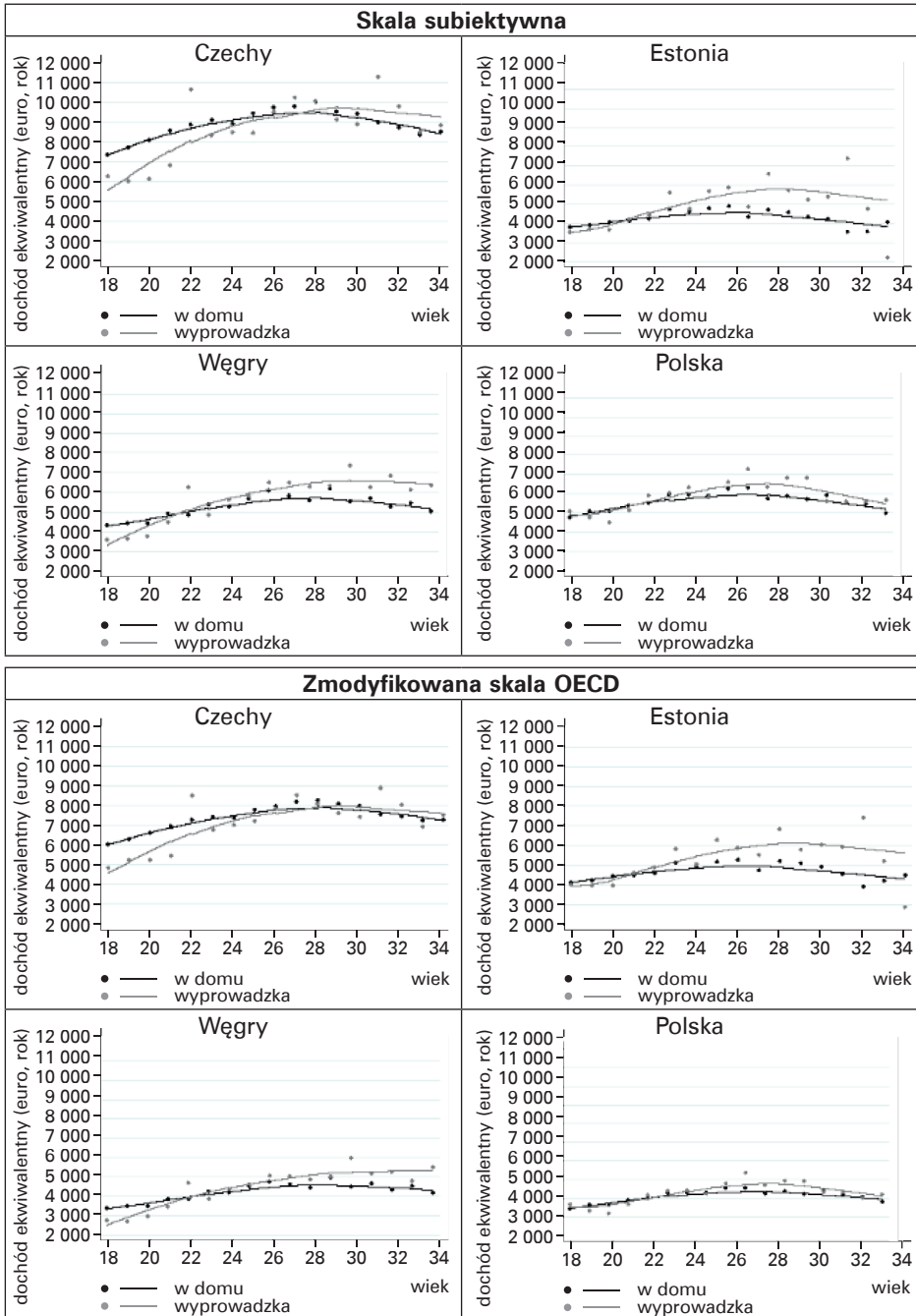
Źródło: Kalbarczyk-Stęclik, Miśta, Morawski (2016).

Wykres Z1. Odsetek osób w danym wieku wyprowadzających się od rodziców wg krajów

Komentarz: Trend wyznaczono za pomocą lokalnie ważonych regresji (*locally weighted regression*) – zob. Cleveland (1979).

Źródło. opracowanie własne na podstawie EU-SILC.

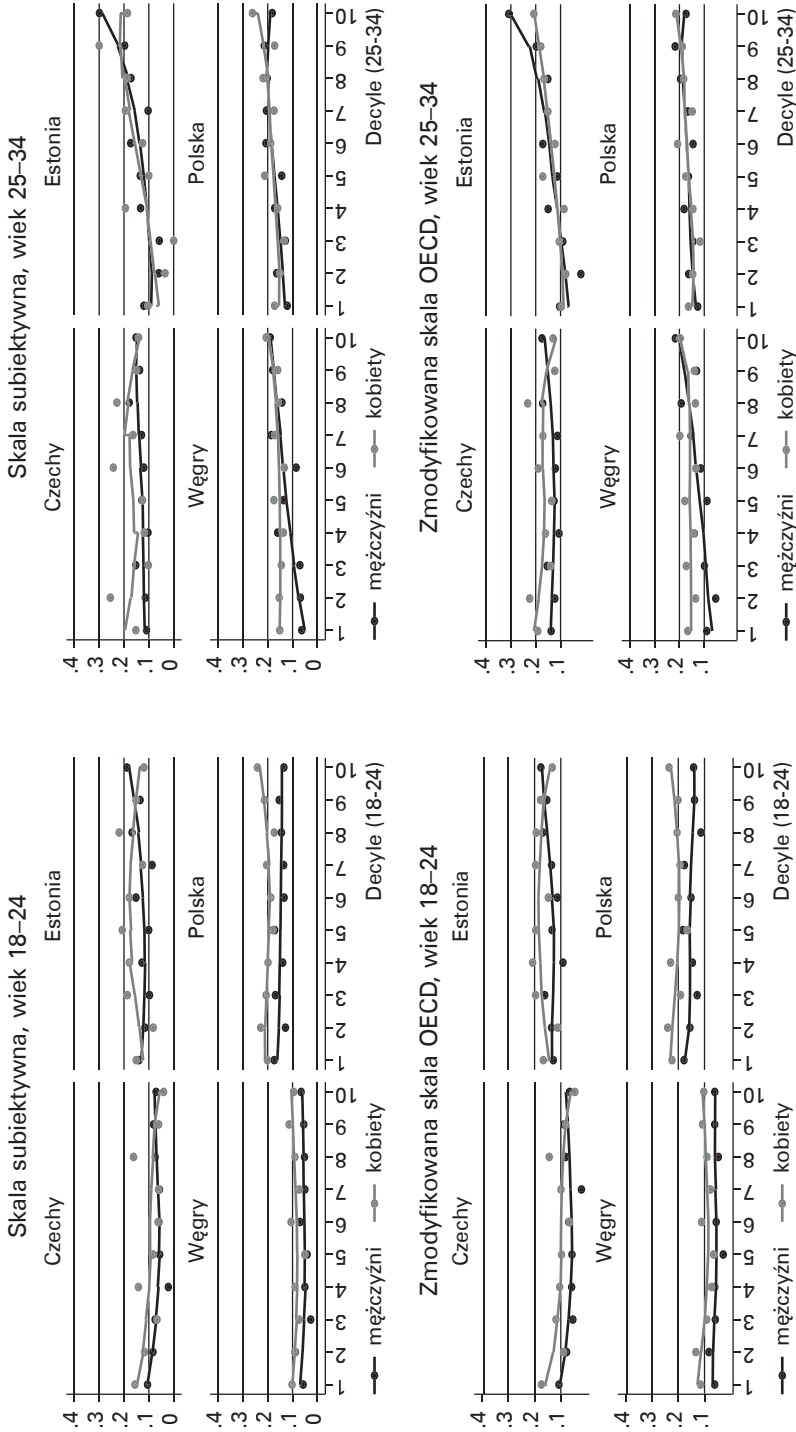
Wykres Z2. Zamożność gospodarstwa domowego a wiek wyprowadzających się/pozostających w domu rodziców wg krajów



Komentarz: Trend wyznaczono za pomocą lokalnie ważonych regresji (*locally weighted regression*) – zob. Cleveland (1979).

Źródło: opracowanie własne na podstawie EU-SILC.

Wykres Z3. Opuszczenie domu rodziców a zamożność względna gospodarstwa domowego



Komentarz: Trend wyznaczono za pomocą lokalnie ważonych regresji (*locally weighted regression*) – zob. Cleveland (1979).

Źródło: opracowanie własne na podstawie EU-SILC.

Tabela Z3. Wyniki regresji logistycznej (ilorazy szans, wiek 18–24 lata)

	Model 1				Model 2				Model 3			
	mężczyźni		kobiety		mężczyźni		kobiety		mężczyźni		kobiety	
	wsp	p-v	wsp	p-v	wsp	p-v	wsp	p-v	wsp	p-v	wsp	p-v
Skala subiektywna												
PL dochód (ln)	1,23	0,068	1,17	0,164	1,18	0,160	1,12	0,299	0,98	0,901	1,20	0,224
CZ dochód (ln)	0,72	0,306	1,06	0,832	0,56	0,100	0,95	0,855	0,71	0,379	0,78	0,449
HU dochód (ln)	1,44	0,169	1,35	0,340	1,24	0,447	1,07	0,827	1,23	0,570	0,91	0,776
EE dochód (ln)	1,90	0,003	0,67	0,135	1,66	0,023	0,61	0,057	2,30	0,001	0,71	0,148
PL wiek					1,19	0,000	1,10	0,004	1,23	0,000	1,05	0,242
CZ wiek					1,25	0,003	1,18	0,010	1,24	0,015	1,18	0,021
HU wiek					1,12	0,065	1,27	0,000	1,09	0,308	1,29	0,000
EE wiek					1,29	0,000	1,23	0,000	1,19	0,013	1,16	0,017
PL rodzice									1,10	0,740	0,88	0,659
CZ rodzice									0,28	0,040	0,53	0,245
HU rodzic									0,16	0,008	0,18	0,001
EE rodzice									0,50	0,211	0,83	0,710

cd. tabeli Z3

Zmodyfikowana skala OECD													
PL dochód (ln)	1,25	0,051	1,16	0,182	1,21	0,108	1,12	0,332	1,02	0,903	1,16	0,327	
CZ dochód (ln)	0,92	0,811	0,92	0,783	0,74	0,401	0,80	0,495	0,97	0,931	0,66	0,219	
HU dochód (ln)	1,40	0,203	1,12	0,711	1,19	0,539	0,88	0,691	1,25	0,548	0,74	0,385	
EE dochód (ln)	1,63	0,045	0,70	0,201	1,47	0,096	0,64	0,102	2,45	0,001	0,77	0,316	
PL wiek					1,17	0,000	1,10	0,003	1,20	0,000	1,05	0,247	
CZ wiek					1,25	0,002	1,18	0,008	1,24	0,011	1,17	0,021	
HU wiek					1,13	0,053	1,28	0,000	1,09	0,302	1,31	0,000	
EE wiek					1,32	0,000	1,23	0,000	1,17	0,019	1,15	0,032	
PL rodzice									1,05	0,856	0,87	0,633	
CZ rodzice									0,28	0,038	0,45	0,123	
HU rodzic									0,16	0,007	0,20	0,002	
EE rodzice									0,44	0,141	0,87	0,773	

Komentarz: Zmienne kontrolne – region i rok badania. „p-v” oznacza poziom istotności statystyki testowej w teście istotności.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC.

Tabela Z4. Wyniki regresji logistycznej (ilorazy szans, wiek 25–34 lata)

	Model 1				Model 2				Model 3			
	mężczyźni		kobiety		mężczyźni		kobiety		mężczyźni		kobiety	
	bm	pm	bk	pk	bm	pm	bk	pk	bm	pm	bk	pk
Skala subiektywna												
PL dochód (ln)	1,29	0,062	1,54	0,022	1,19	0,206	1,54	0,023	1,05	0,759	1,81	0,016
CZ dochód (ln)	2,62	0,002	1,21	0,619	2,39	0,006	1,08	0,851	2,24	0,022	1,01	0,982
HU dochód (ln)	2,01	0,004	0,92	0,796	1,87	0,010	0,82	0,525	1,86	0,025	0,81	0,525
EE dochód (ln)	2,00	0,120	2,31	0,030	1,77	0,198	2,10	0,049	3,35	0,015	3,20	0,012
PL wiek					0,85	0,000	0,87	0,000	0,87	0,000	0,87	0,001
CZ wiek					0,93	0,053	0,82	0,000	0,94	0,156	0,85	0,007
HU wiek					0,91	0,002	0,87	0,001	0,90	0,002	0,88	0,004
EE wiek					0,82	0,000	0,86	0,027	0,88	0,045	0,81	0,016
PL rodzice									1,21	0,554	3,10	0,015
CZ rodzice									1,69	0,333	1,85	0,342
HU rodzice									1,93	0,204	1,58	0,459
EE rodzice									0,63	0,593	0,42	0,476

cd. tabeli Z4

Zmodyfikowana skala OECD													
PL dochód (ln)	1,14	0,347	1,50	0,034	1,07	0,62	1,54	0,022	0,95	0,773	1,77	0,020	
CZ dochód (ln)	3,12	0,000	1,03	0,942	2,89	0,00	0,98	0,970	2,92	0,002	0,86	0,733	
HU dochód (ln)	1,74	0,032	0,86	0,643	1,66	0,05	0,79	0,492	1,68	0,076	0,77	0,445	
EE dochód (ln)	2,03	0,109	2,50	0,023	1,83	0,17	2,34	0,033	3,51	0,015	2,99	0,022	
PL wiek					0,84	0,00	0,85	0,000	0,86	0,000	0,86	0,000	
CZ wiek					0,92	0,04	0,81	0,000	0,94	0,131	0,85	0,008	
HU wiek					0,91	0,00	0,87	0,000	0,90	0,002	0,88	0,003	
EE wiek					0,83	0,00	0,85	0,018	0,88	0,037	0,81	0,014	
PL rodzice									1,21	0,553	3,34	0,009	
CZ rodzice									1,68	0,339	1,94	0,299	
HU rodzice									1,80	0,249	2,22	0,182	
EE rodzice									0,65	0,615	0,53	0,589	

Komentarz: Zmienne kontrolne – region i rok badania.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC.

Tabela Z5. Prognozowane prawdopodobieństwa wyprowadzki względem grup decyzyjnych [%]

		PL																						
		mężczyźni						kobiety																
		18-24			25-34			18-24			25-34													
OECD		Sub.		OECD		Sub.		OECD		Sub.		OECD		Sub.										
p	ciu	p	ciu	p	ciu	p	ciu	p	ciu	p	ciu	p	ciu	p	ciu									
10	13,8	10,9	16,6	13,8	11,0	16,7	19,0	15,3	22,7	18,5	14,8	22,3	21,7	17,9	25,5	21,4	17,7	25,2	13,9	9,9	18,0	14,3	10,0	18,7
20	13,9	11,6	16,1	13,8	11,6	16,0	18,8	15,9	21,7	18,7	15,7	21,7	22,4	19,4	25,3	22,3	19,3	25,3	15,8	12,4	19,3	16,3	12,5	20,0
30	13,9	12,0	15,8	13,7	11,8	15,6	18,7	16,2	21,1	18,9	16,3	21,4	22,9	20,4	25,4	22,9	20,4	25,4	17,0	13,8	20,1	17,8	14,4	21,1
40	13,9	12,2	15,7	13,7	11,9	15,5	18,5	16,3	20,8	19,0	16,6	21,3	23,3	21,0	25,6	23,4	21,1	25,7	18,0	15,0	21,0	19,0	15,8	22,1
50	14,0	12,2	15,7	13,7	11,9	15,4	18,5	16,2	20,7	19,1	16,8	21,4	23,7	21,4	25,9	23,9	21,6	26,2	18,8	15,8	21,8	19,8	16,7	22,9
60	14,0	12,2	15,8	13,6	11,8	15,4	18,4	16,1	20,7	19,2	16,8	21,5	24,0	21,6	26,4	24,2	21,8	26,6	19,9	16,7	23,0	20,8	17,6	24,1
70	14,0	12,0	16,1	13,6	11,6	15,6	18,3	15,8	20,7	19,3	16,7	21,8	24,3	21,7	26,9	24,7	22,1	27,3	20,8	17,4	24,3	22,0	18,5	25,6
80	14,1	11,7	16,5	13,6	11,3	15,9	18,2	15,4	21,0	19,4	16,5	22,3	24,8	21,7	27,9	25,2	22,1	28,3	22,1	18,1	26,1	23,4	19,3	27,5
90	14,1	11,2	17,0	13,5	10,8	16,3	18,0	14,7	21,4	19,6	16,1	23,0	25,3	21,5	29,2	25,9	22,1	29,8	24,0	18,9	29,2	25,7	20,3	31,1
CZ																								
10	6,2	3,7	8,7	6,9	4,2	9,6	6,9	4,6	9,3	7,7	5,1	10,4	9,2	6,3	12,1	8,5	5,7	11,3	19,0	12,5	25,6	17,9	11,5	24,3
20	6,2	4,2	8,1	6,5	4,4	8,5	8,1	5,8	10,3	8,7	6,2	11,1	8,6	6,2	11,0	8,2	5,9	10,5	18,5	13,9	23,0	18,0	13,2	22,8
30	6,1	4,4	7,8	6,2	4,5	7,9	9,1	6,9	11,2	9,4	7,2	11,7	8,2	6,1	10,4	8,0	5,9	10,0	18,3	14,2	22,3	18,0	13,8	22,1
40	6,1	4,5	7,7	6,0	4,4	7,5	9,7	7,6	11,8	10,0	7,8	12,2	7,9	5,9	10,0	7,8	5,8	9,8	18,1	14,3	21,9	18,0	14,2	21,8
50	6,1	4,6	7,6	5,8	4,3	7,3	10,4	8,3	12,5	10,6	8,4	12,7	7,6	5,7	9,6	7,6	5,6	9,6	17,9	14,2	21,6	18,0	14,3	21,7
60	6,1	4,5	7,6	5,6	4,1	7,1	11,3	9,1	13,5	11,3	9,1	13,5	7,4	5,4	9,4	7,4	5,4	9,5	17,7	13,9	21,5	18,0	14,2	21,8
70	6,1	4,4	7,7	5,5	3,9	7,0	12,2	9,8	14,5	12,0	9,6	14,4	7,1	5,0	9,2	7,3	5,2	9,4	17,5	13,4	21,6	18,0	13,8	22,3
80	6,0	4,2	7,9	5,3	3,6	7,0	13,5	10,7	16,4	13,0	10,2	15,8	6,8	4,6	9,1	7,1	4,8	9,4	17,3	12,7	21,9	18,0	13,2	22,8
90	6,0	3,8	8,3	5,0	3,0	7,0	15,6	11,7	19,4	14,5	10,8	18,2	6,4	3,9	8,9	6,8	4,2	9,4	16,9	11,1	22,8	18,1	12,0	24,1

cd. tabeli Z5

		HU																							
		mężczyźni												kobiety											
		18-24						25-34						18-24						25-34					
		OECD		Sub,		OECD		Sub,		OECD		Sub,		OECD		Sub,		OECD		Sub,		OECD		Sub,	
p	cil	ciu	p	cil	ciu	p	cil	ciu	p	cil	ciu	p	cil	ciu	p	cil	ciu	p	cil	ciu	p	cil	ciu		
10	4,0	2,0	6,0	4,1	2,1	6,1	11,0	7,3	14,6	10,1	7,0	13,2	9,6	6,0	13,1	8,8	5,3	12,3	22,0	14,7	29,2	22,6	15,2	30,1	
20	4,2	2,6	5,9	4,3	2,6	6,0	12,2	9,1	15,2	11,3	8,6	14,0	9,1	6,4	11,8	8,6	5,9	11,4	20,7	15,8	25,6	21,6	16,5	26,7	
30	4,4	2,9	5,9	4,4	2,9	5,9	13,1	10,4	15,8	12,4	10,0	14,8	8,7	6,5	11,0	8,5	6,3	10,8	20,1	16,1	24,1	21,1	16,9	25,4	
40	4,5	3,1	5,9	4,5	3,1	5,9	13,9	11,4	16,3	13,3	11,1	15,6	8,4	6,5	10,4	8,4	6,5	10,4	19,6	16,1	23,2	20,7	16,9	24,4	
50	4,6	3,2	5,9	4,6	3,2	6,0	14,4	12,0	16,8	14,0	11,7	16,3	8,2	6,4	9,9	8,3	6,5	10,1	19,2	15,9	22,5	20,3	16,7	23,8	
60	4,7	3,3	6,1	4,7	3,3	6,1	15,1	12,6	17,5	14,7	12,3	17,2	7,9	6,2	9,7	8,2	6,5	10,0	18,8	15,4	22,2	19,9	16,3	23,5	
70	4,8	3,3	6,2	4,8	3,3	6,3	15,9	13,1	18,6	15,6	12,8	18,3	7,7	5,9	9,6	8,2	6,3	10,1	18,4	14,7	22,0	19,5	15,6	23,5	
80	4,9	3,3	6,5	4,9	3,2	6,6	16,7	13,5	19,9	16,8	13,4	20,2	7,4	5,4	9,5	8,1	5,9	10,2	17,9	13,8	22,0	19,2	14,8	23,6	
90	5,1	3,1	7,0	5,1	3,1	7,0	17,9	13,8	22,0	18,3	13,9	22,7	7,1	4,7	9,5	7,9	5,3	10,6	17,2	12,1	22,3	18,5	12,9	24,0	
EE																									
10	6,5	3,8	9,2	7,0	4,2	9,8	7,7	1,4	14,0	8,1	1,8	14,5	23,0	15,8	30,2	23,7	16,4	30,9	10,8	3,3	18,2	9,5	2,4	16,6	
20	8,5	5,9	11,1	8,8	6,2	11,5	10,9	4,6	17,3	11,1	4,8	17,4	21,8	16,3	27,2	22,1	16,6	27,6	14,8	7,5	22,1	14,7	7,5	22,0	
30	9,7	7,1	12,2	10,0	7,4	12,6	13,8	7,8	19,8	14,0	8,0	19,9	20,9	16,5	25,3	20,8	16,4	25,2	17,6	10,4	24,8	17,3	10,0	24,6	
40	10,9	8,3	13,4	11,1	8,6	13,7	15,8	10,1	21,5	16,4	10,8	22,0	20,3	16,4	24,2	20,0	16,2	23,8	19,1	11,8	26,3	19,0	11,6	26,4	
50	12,2	9,6	14,7	12,2	9,6	14,8	18,6	13,2	24,0	19,0	13,7	24,4	19,7	16,1	23,3	19,3	15,8	22,8	20,6	13,3	28,0	21,4	13,8	29,1	
60	13,4	10,7	16,1	13,5	10,8	16,3	20,5	15,1	25,9	20,6	15,2	26,0	19,3	15,7	22,8	18,6	15,3	22,0	22,8	15,1	30,5	23,6	15,5	31,7	
70	14,8	11,8	17,8	14,6	11,6	17,7	22,9	17,1	28,6	23,0	17,2	28,8	18,8	15,2	22,5	18,0	14,6	21,4	26,2	17,3	35,0	27,6	18,2	37,0	
80	16,5	12,9	20,0	16,1	12,6	19,7	25,1	18,6	31,6	25,3	18,7	31,9	18,2	14,3	22,2	17,4	13,8	20,9	30,1	19,2	40,9	31,0	20,0	42,0	
90	18,9	14,3	23,5	18,6	13,9	23,4	29,8	20,9	38,6	29,6	20,8	38,4	17,4	12,7	22,1	16,2	12,2	20,3	34,1	20,7	47,5	36,3	22,3	50,4	

Komentarz: Na podstawie modelu 3., cil – dolne ograniczenie przedziału ufności, ciu – górne ograniczenie przedziału ufności. Przedziały ufności wyznaczone za pomocą metody delta.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC.

INCOME, AGE, SEX AND COHABITATION WITH PARENTS. THE CASE OF POLAND, CZECH REPUBLIC, ESTONIA AND HUNGARY

ABSTRACT

The paper uses the EU Survey of Income and Living Conditions (EU-SILC) data for the years 2005-2012 to analyze the relationship between household income, sex and age of a child on the one hand and probability of moving out of parents' homes on the other. The study was conducted for Poland, the Czech Republic, Hungary and Estonia. The identified relationships do not differ from those previously observed for Western European countries – women leave parents' households earlier than men, and the impact of income varies among countries. The moment when children move out is linked to the higher education system. Household income is more important for those aged above 24 than for the younger ones. The pattern of moving out in Estonia is closer to the one observed in Scandinavia than for Central European countries despite similarities in the level of economic development and socio-economic history.

Keywords: living arrangements, young adults, EU-SILC, logistic regression.

JEL Classification: D19, J12, J16