



**Jolanta Kurkiewicz**

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie  
Wydział Zarządzania  
Katedra Statystyki  
kurkiewj@uek.krakow.pl

**Ewa Soja**

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie  
Wydział Zarządzania  
Katedra Statystyki  
sojae@uek.krakow.pl

## **POZAINSTYTUCJONALNE WSPARCIE OSÓB W STARSZYM WIEKU W WYBRANYCH KRAJACH EUROPEJSKICH PO TRANSFORMACJI SYSTEMOWEJ**

**Streszczenie:** W pracy podjęto próbę zbadania pozainstytucjonalnego wsparcia udzielanego osobom w starszym wieku doświadczającym problemów z czynnościami życia codziennego. Skonstruowano wielo- i dwumianowe modele logitowe dla zweryfikowania hipotez, głoszących, że występowanie tych problemów wpływa na zamieszkiwanie w określonym typie gospodarstwa domowego oraz że otrzymywanie pomocy pozainstytucjonalnej spoza gospodarstwa przez osoby z problemami życia codziennego jest determinowane typem gospodarstwa domowego i cechami społeczno-demograficznymi populacji otrzymującej wsparcie. Teoretyczną podstawę analizy stanowi nowe podejście do starzenia się ludności przedstawione w pracy Multilinks Framework. Otrzymane wyniki umożliwiły sformułowanie wniosków, które są spójne z rezultatami otrzymanymi przez innych badaczy na podstawie innych baz danych i przy zastosowaniu różnych metod.

**Słowa kluczowe:** starzenie się, nieformalne wsparcie osób w starszym wieku, model gitowy.

### **1. Nowe podejście do starzenia się ludności**

Demograficzne starzenie się to nie tylko problem ludności w starszym wieku. Wprawdzie zjawisko to bezpośrednio dotyka tej właśnie zbiorowości, ale współczesne procesy demograficzne, a w szczególności wydłużenie życia i spadek płodności, wprowadzają takie zmiany w strukturze ludności, że starzenie się zmienia sytuację całej populacji. Wydłużył się bowiem okres wspólnego przeżywania przez różne generacje poszczególnych etapów życia, a mianowicie:

dzieciństwa, dojrzałości i starości. Zredukowane w rezultacie niskiej płodności generacje młodych wzrastają w otoczeniu żyjących dłużej starszych pokoleń. W ramach rodziny kształtują się różnego rodzaju współzależności. Przykładem mogą być powiązania między młodszymi i starszymi generacjami, jakie tworzą się poprzez transfery. Wyjaśnienie tych związków wymaga spojrzenia na problem starzenia się populacji z różnych poziomów, takich jak: kraj, region, rodzina, partnerzy, dzieci-rodzice, pojedyncze osoby.

Koncepcję nowego ujęcia demograficznego starzenia się sformułowali autorzy projektu *Multilinks Framework* [MULTILINKS]. Przedstawili oni zarówno warstwę teoretyczną, jak i empiryczną weryfikację sformułowanych hipotez [Dykstra, Komter, 2012; de Jong, Dykstra, Schenk, 2012, s. 167-200; Moor, Komter, 2012; Puur i in., 2012].

## 2. Cel i zakres badań

Głównym celem niniejszej pracy jest zbadanie pozainstytucjonalnego wsparcia udzielanego osobom w starszym wieku doświadczającym problemów z czynnościami życia codziennego. Problemy te dotyczą jakichkolwiek trudności w wykonywaniu codziennych czynności związanych ze sprawnością fizyczną, umysłową i emocjonalną, np.: z ubieraniem się, kąpielą, jedzeniem, korzystaniem z toalety, robieniem zakupów, zarządzaniem pieniędzmi<sup>1</sup>. Celowi głównemu podporządkowano następujące hipotezy: 1) występowanie problemów z czynnościami życia codziennego wpływa na zamieszkiwanie w określonym typie gospodarstwa domowego, 2) otrzymywanie pomocy pozainstytucjonalnej spoza gospodarstwa przez osoby z problemami życia codziennego jest determinowane typem gospodarstwa domowego oraz cechami społeczno-demograficznymi populacji otrzymującej wsparcie.

Wyróżniono cztery następujące typy gospodarstw domowych: 1) osoba w starszym wieku mieszkająca samodzielnie, 2) tylko para, która tworzy związek (małżeństwo/partnerzy), 3) osoba starsza bez partnera mieszkająca z innymi osobami, 4) para mieszkająca z innymi osobami.

Osoby starsze mieszkające samodzielnie częściej oczekują pomocy z zewnątrz. W tym typie gospodarstw domowych przeważają kobiety (owdowienia) oraz osoby w wieku bardziej zaawansowanym, które utraciły już partnera, a dzieci odeszły z gospodarstwa domowego. Częstość występowania takich go-

<sup>1</sup> Problemy życia codziennego zostały określone zgodnie z rozwiązaniami przyjętymi w badaniu SHARE. Zob. [www1].

spodarstw na ogół wzrasta. Przeciwną tendencję zaobserwowano np. w Austrii, w Niemczech i we Włoszech. W tych przypadkach głównym powodem jest spadek umieralności (zmniejszenie częstości owdowienia) oraz późniejsze usamodzielnianie się dzieci. W Europie Środkowo-Wschodniej pozostawanie w gospodarstwie domowym przedłuża się z powodów finansowych i trudności mieszkaniowych [de Jong, Dykstra, Schenk, 2012, s. 170]. Wspólne zamieszkiwanie może być traktowane jako narzędzie przepływu różnego rodzaju wsparcia (socjalnego, emocjonalnego, praktycznego i finansowego). Największy zakres wsparcia występuje w gospodarstwie domowym dzielnym z partnerem [de Jong, Dykstra, Schenk, 2012, s. 171].

Analizą objęto kraje, które przeszły transformację systemową. Wybrano je w taki sposób, aby reprezentowały różne obszary tej części Europy. Są to: Czechy, Polska, Słowenia i Węgry.

### 3. Dane empiryczne i metoda analizy

W pracy wykorzystano dane pochodzące z badania SHARE (Survey of Health Ageing and Retirement in Europe) [www1]. Do weryfikacji hipotez badawczych zastosowano wielomianowy model logitowy, którego postać opisuje poniższy wzór<sup>2</sup>:

$$g(\mathbf{Y}) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon},$$

gdzie:  $\mathbf{Y}$  – ( $n \times 1$ ) wektor zmiennej zależnej o rozkładzie wielomianowym,  $g$  – logitowa funkcja wiążąca,  $\mathbf{X}$  – ( $n \times k$ ) macierz wartości zmiennych niezależnych,  $\boldsymbol{\beta}$  – ( $k \times 1$ ) wektor współczynników,  $\boldsymbol{\varepsilon}$  – ( $n \times 1$ ) losowy wektor reszt.

Dla ustalenia czy ryzyko zamieszkiwania w danym typie gospodarstwa domowego zależy od występowania problemów z czynnościami życia codziennego zastosowano model ze zmienną zależną określającą typ gospodarstwa domowego. Jest to zmienna jakościowa o czterech kategoriach, kodowanych jako: 0 – tylko respondent (tylko resp.), 1 – respondent z innymi osobami niż partner (resp.+), 2 – respondent z partnerem (para), 3 – respondent z partnerem oraz z innymi osobami (para+) jako kategoria odniesienia. Zmienną objaśniającą jest stan zdrowia, wyrażony jako zmienna zero-jedynkowa, gdzie 0 oznacza brak problemów z czynnościami codziennego życia, a 1 wskazuje na występowanie

---

<sup>2</sup> Ogólną postać modelu logitowego podano za: [Stanisz, 2007, s. 773-785]. Szczegółową specyfikację modelu, ujmującą zmienną zależną w kategorii zmiennej ukrytej, można znaleźć w pracy: [Gruszczyński, 2012, s. 185-196].

problemów z czynnościami codziennego życia (kategoria odniesienia). Jako zmienne kontrolne wskazano: wiek (w latach), płeć (0 – mężczyzna, 1 – kobieta (kategoria odniesienia)), liczbę żyjących dzieci, poziom wykształcenia (lata nauki), subiektywną ocenę sytuacji materialnej gospodarstwa domowego: 0 – zła lub bardzo zła, 1 – dobra lub bardzo (kategoria odniesienia).

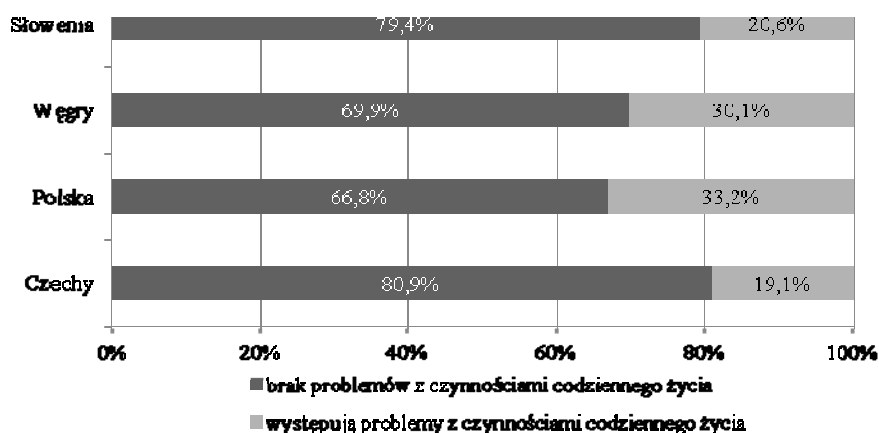
Dla uzyskania odpowiedzi na pytanie w jaki sposób na prawdopodobieństwo otrzymania pozainstytucjonalnej pomocy spoza gospodarstwa domowego przez osoby odczuwające trudności w wykonywaniu czynności życia codziennego wpływają typ gospodarstwa domowego oraz wybrane cechy społeczno-demograficzne jednostki, oszacowano model regresji logistycznej w wersji dwumianowej<sup>3</sup>. Zmienna zależna (otrzymywanie pomocy spoza gospodarstwa domowego) ma charakter zero-jedynkowy, gdzie 0 oznacza brak pomocy (kategoria odniesienia), a 1 wskazuje, że pomoc jest otrzymywana. Za zmienne objaśniające przyjęto: 1) typ gospodarstwa domowego zdefiniowany jako: 0 – tylko respondent (kategoria odniesienia), 1 – respondent z innymi osobami niż partner, 2 – respondent z partnerem, 3 – respondent z partnerem oraz z innymi osobami; 2) wiek (w latach); 3) płeć (0 – mężczyzna (kategoria odniesienia), 1 – kobieta); 4) liczba żyjących dzieci; 5) poziom wykształcenia (lata nauki); 6) subiektywna ocena sytuacji materialnej gospodarstwa domowego: 0 – bardzo zła (kategoria odniesienia), 1 – zła, 2 – dobra, 3 – bardzo dobra.

#### 4. Wyniki analizy

Prezentację wyników rozpoczyna charakterystyka badanych populacji względem analizowanych cech społeczno-demograficznych, a następnie są omawiane oszacowane modele regresji.

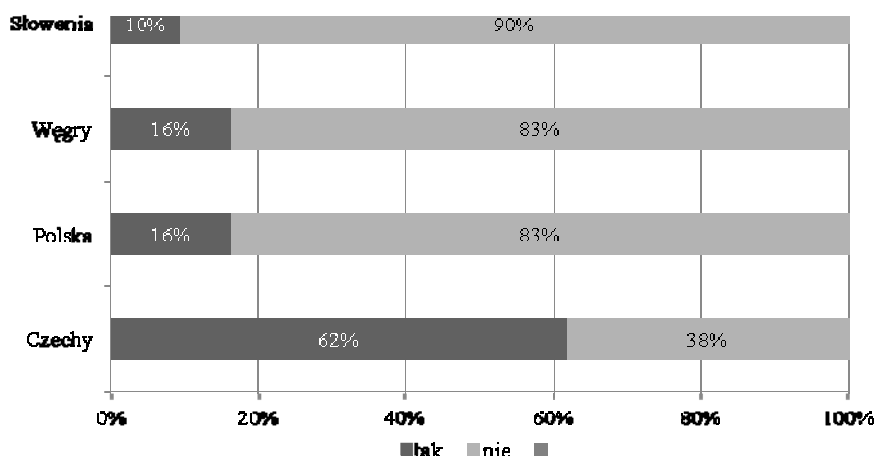
Biorąc pod uwagę występowanie problemów z czynnościami codziennego życia, widoczne jest podobieństwo parami Polski i Węgier oraz Czech i Słowenii. Sytuacja w Polsce i na Węgrzech, w ocenie ankietowanych, okazuje się gorsza. W tych krajach około 30%-33% respondentów posiada problemy zdrowotne, natomiast w Czechach i Słowenii odsetek ten wynosi około 20 (zob. rys. 1). Wśród osób z problemami zdrowotnymi wyróżniają się Czechy ze względu na najwyższy odsetek (62) otrzymujących nieinstytucjonalną pomoc spoza gospodarstwa domowego. W Polsce i na Węgrzech pomoc taką otrzymuje 16%, a w Słowenii 10% populacji odczuwającej problemy z czynnościami codziennego życia (zob. rys. 2).

<sup>3</sup> Jest to szczególnie przypadek zdefiniowanego wcześniej wielomianowego modelu logitowego, w którym zmienna objaśniana Y ma rozkład dwumianowy.



Rys. 1. Stan zdrowia – problemy z czynnościami codziennego życia

Źródło: Opracowanie własne.



Rys. 2. Otrzymywanie pomocy spoza gospodarstwa domowego

Źródło: Opracowanie własne.

W tab. 1 zaprezentowano struktury badanych populacji ogółem oraz populacji osób z problemami codziennego życia ze względu na pozostałe cechy społeczno-demograficzne, tj. wiek, wykształcenie, liczbę dzieci, typ gospodarstwa domowego oraz subiektywną ocenę sytuacji materialnej.

**Tab. 1.** Struktura populacji według cech społeczno-demograficznych

Cechy	Populacja ogółem				Populacja z problemami z czynnościami codziennego życia			
	Czechy	Polska	Węgry	Słowenia	Czechy	Polska	Węgry	Słowenia
w %								
Wiek								
mniej niż 50	3,4	2,1	2,6	1,7	0,9	0,5	0,9	1,1
50-59	37,4	40,9	33,8	35,2	22,0	20,5	22,8	20,9
60-69	32,0	28,2	35,6	30,3	25,7	29,4	28,4	20,4
70-79	18,8	21,0	20,0	22,2	27,4	32,4	28,7	31,7
80 i więcej	8,3	7,8	8,1	10,6	23,9	17,2	19,3	26,0
Poziom wykształcenia								
co najwyżej gimnazjalne	57,3	48,1	31,4	34,8	66,0	66,0	49,8	54,9
co najmniej średnie	42,7	51,9	68,6	65,2	34,0	34,0	50,2	45,1
Liczba dzieci								
0	6,6	6,7	9,0	6,9	6,9	5,8	8,9	6,2
1	21,2	11,5	22,4	20,1	22,0	9,8	26,5	21,1
2	48,4	38,0	47,3	52,3	46,1	35,1	39,7	51,2
3 lub więcej	23,8	43,8	21,3	20,7	25,0	49,3	24,9	21,6
Typ gospodarstwa domowego								
0 – resp.	23,1	11,6	18,0	18,0	33,1	13,4	22,8	23,2
1 – resp.+	6,4	12,6	9,4	7,9	8,0	17,7	14,8	12,4
2 – para	51,6	35,5	46,8	45,4	46,5	40,3	46,3	44,1
3 – para+	18,9	40,3	25,7	28,8	12,4	28,6	16,0	20,4
Subiektywna ocena sytuacji materialnej								
zła i bardzo zła	56,5	75,6	86,3	63,6	64,3	82,2	91,2	76,1
bardzo dobra i dobra	43,5	24,4	13,7	36,4	35,7	17,8	8,8	23,9

Źródło: Opracowanie własne.

Polska, Czechy i Słowenia posiadają podobne struktury wieku osób starszych<sup>4</sup> z dominującą grupą 50-59 lat. Na Węgrzech najliczniejsza jest grupa w wieku 60-69 lat. Wśród osób z problemami zdrowotnymi przeważają osoby w wieku 70-79 lat. Badane kraje są zróżnicowane ze względu na poziom wykształcenia starszych osób. Lepiej wykształcona jest ludność na Węgrzech i w Słowacji, najgorzej w Czechach. W populacji z problemami zdrowotnymi przeważają osoby słabiej wykształcone, z wyjątkiem Węgier, gdzie odsetki są zbliżone do zbiorowości, w której takie problemy nie występują.

<sup>4</sup> Respondenci w badaniu SHARE to osoby w wieku co najmniej 50 lat oraz ich partnerzy, stąd w próbie osoby w wieku poniżej 50 roku życia.

Polska wyróżnia się ze względu na najwyższy udział posiadających największą liczbą żyjących dzieci zarówno w populacji ogółem, jak i wśród osób z problemami zdrowotnymi. Również w Polsce, ale tylko w całej zbiorowości, obserwuje się najwyższy udział mieszkających w największych gospodarstwach domowych (para+).

We wszystkich krajach najwięcej osób z problemami zdrowotnymi zamieszkuje gospodarstwa tworzone tylko przez pary. Również we wszystkich krajach większość osób starszych, bez względu na stan zdrowia, postrzega swoją sytuację materialną jako złą lub bardzo złą. W obydwu porównywanych populacjach (populacja ogółem i populacja z problemami zdrowotnymi) lepiej swoją sytuację materialną oceniają Czesi i Słowenci niż Polacy i Węgrzy.

W tab. 2 zaprezentowano wyniki oszacowania wielomianowego modelu logitowego, pozwalającego ocenić, czy prawdopodobieństwo zamieszkiwania w danym typie gospodarstwa domowego zależy od występowania problemów z czynnościami życia codziennego. Model oszacowano osobno dla każdego z rozważanych krajów. W każdym przypadku wartości statystyki odchylenia wskazują na to, że modele są dobrze dopasowane do danych. Kursywą zaznaczono te zmienne niezależne, które okazały się statystycznie istotne.

**Tab. 2.** Wyniki wielomianowej regresji logistycznej – model I

Typ gospodarstwa domowego	Zmienne	Polska	Czechy	Węgry	Słowenia
		ocena parametru			
1	2	3	4	5	6
Gospodarstwo zamieszkiwane tylko przez respondenta (tylko resp.)	wyraz wolny	<i>-6,24*</i>	<i>-10,60</i>	<i>-7,17</i>	<i>-8,44</i>
	pleć**	<i>-0,46</i>	<i>-0,67</i>	<i>-0,68</i>	<i>-0,57</i>
	subiektywna ocena sytuacji materialnej**	0,01	<i>0,25</i>	<i>-0,12</i>	0,11
	zdrowie**	0,04	0,05	<i>-0,08</i>	0,05
	wiek	<i>0,11</i>	<i>0,19</i>	<i>0,13</i>	<i>0,14</i>
	liczba dzieci	<i>-0,54</i>	<i>-0,58</i>	<i>-0,51</i>	<i>-0,55</i>
	wykształcenie	<i>-0,06</i>	0,01	<i>-0,08</i>	<i>-0,02</i>
	Gospodarstwo zamieszkiwane przez respondenta i inne osoby niż partner respondenta (resp.+)	wyraz wolny	<i>-6,27</i>	<i>-7,96</i>	<i>-4,81</i>
pleć**		<i>-0,62</i>	<i>-0,78</i>	<i>-0,65</i>	<i>-0,62</i>
subiektywna ocena sytuacji materialnej**		0,10	<i>0,24</i>	0,03	<i>-0,02</i>
zdrowie**		<i>-0,16</i>	<i>-0,07</i>	<i>-0,37</i>	<i>-0,25</i>
wiek		<i>0,10</i>	<i>0,12</i>	<i>0,09</i>	<i>0,09</i>
liczba dzieci		<i>-0,33</i>	<i>-0,17</i>	<i>-0,35</i>	<i>-0,43</i>
wykształcenie		<i>-0,03</i>	0,00	<i>-0,12</i>	<i>-0,03</i>

cd. tab. 2

1	2	3	4	5	6
Gospodarstwo zamieszkiwane przez respondenta i jego partnera (para)	wyraz wolny	-3,75	-5,77	-3,74	-4,65
	pleć**	-0,06	-0,11	-0,11	-0,14
	subiektywna ocena sytuacji materialnej**	-0,13	-0,06	-0,22	-0,15
	zdrowie**	-0,14	0,08	-0,16	0,01
	wiek	0,08	0,12	0,09	0,10
	liczba dzieci	-0,38	-0,25	-0,29	-0,43
	wykształcenie	-0,01	-0,01	-0,01	-0,00
Dopasowanie modelu					
Odchylenie		0,754	0,683	0,743	0,742

\* Kursywą zaznaczono zmienne objaśniające statystycznie istotne.

\*\* Kategoria odniesienia: pleć – kobieta, subiektywna ocena sytuacji materialnej – dobra lub bardzo dobra, zdrowie – występują problemy z czynnościami codziennego życia.

Źródło: Opracowanie własne.

Analiza została przeprowadzona w porównaniu do zamieszkiwania w dużym gospodarstwie domowym (kategoria referencyjna – para+).

Zmienna zdrowie nie wpływa na szansę zamieszkiwania w gospodarstwie jednoosobowym (tylko resp.) w stosunku do gospodarstwa referencyjnego. W pozostałych przypadkach prawdopodobieństwo zamieszkiwania tylko z partnerem (para) lub z inną osobą niż partner (resp.+), względem prawdopodobieństwa zamieszkiwania gospodarstwa referencyjnego (para+) zmniejsza się dla osób, które nie uskarżają się na problemy z czynnościami życia codziennego w stosunku do osób z problemami zdrowotnymi. Zależność ta obserwowana jest w Polsce, Słowenii i na Węgrzech.

Im osoba jest starsza, tym większe prawdopodobieństwo zamieszkiwania w mniejszym gospodarstwie (tylko resp, resp., para) względem prawdopodobieństwa zamieszkiwania w gospodarstwie referencyjnym (para+). Mężczyźni mają mniejszą szansę niż kobiety zamieszkiwania w mniejszych gospodarstwach domowych (tylko resp, resp., para) w stosunku do kategorii referencyjnej (para+). Wyjątkiem są gospodarstwa zamieszkiwane przez pary w Polsce, gdzie prawidłowości tej nie zaobserwowano.

Szansa zamieszkiwania w mniejszym gospodarstwie domowym (tylko resp, resp., para) względem zamieszkiwania gospodarstwa referencyjnego maleje wraz ze wzrostem liczby żyjących dzieci.

Lepsze wykształcenie zmniejsza szansę zamieszkiwania gospodarstwa jednoosobowego (tylko resp.) w stosunku do kategorii referencyjnej (para+) na Węgrzech i w Polsce. Tę samą prawidłowość obserwuje się również dla gospodarstw zamieszkiwanych przez respondenta i inne osoby niż partner (resp.) na Węgrzech.



Subiektywna ocena sytuacji materialnej wpływa na typ zamieszkiwania w sposób zróżnicowany. Czesi oceniający gorzej swoją sytuację materialną mają większą szansę mieszkania bez partnera (tylko resp., resp+) w stosunku do gospodarstwa referencyjnego (para+). W Polsce, Słowenii i na Węgrzech osoby gorzej oceniające swoją sytuację materialną mają niższe prawdopodobieństwo mieszkania tylko z partnerem (para) względem prawdopodobieństwa zamieszkania w dużym gospodarstwie (para+).

W tab. 3 zamieszczono z kolei rezultaty oszacowania dwumianowego modelu logitowego, pozwalającego ocenić jak na prawdopodobieństwo otrzymania pozainstytucjonalnej pomocy spoza gospodarstwa domowego przez osoby z problemami zdrowotnymi wpływa typ gospodarstwa domowego oraz wybrane cechy społeczno-demograficzne jednostki. Również w tym przypadku oszacowano modele osobno dla każdego kraju. Wyniki testu ilorazu wiarygodności wskazują na to, że modele są dobrze dopasowane do danych.

**Tab. 3.** Wyniki dwumianowej regresji logistycznej – model II

Zmienne	Polska		Czechy		Węgry		Słowenia	
	Ocena parametru	p	Ocena parametru	p	Ocena parametru	p	Ocena parametru	p-testowe
wyraz wolny	-1,196	0,143	-2,046*	0,033	-2,735	0,000	-3,093	0,002
pleć**	-0,029	0,857	-0,091	0,678	-0,020	0,906	-0,074	0,767
subiektywna ocena sytuacji materialnej**	-0,067	0,204	0,007	0,839	0,023	0,432	0,016	0,694
typ gospodarstwa domowego**	-0,213	0,011	-0,469	0,000	-0,504	0,000	-0,546	0,000
wiek	0,022	0,012	0,040	0,000	0,036	0,000	0,038	0,001
liczba dzieci	-0,086	0,094	0,155	0,093	0,046	0,426	0,134	0,134
wykształcenie	-0,042	0,159	0,020	0,514	0,000	0,983	-0,061	0,043
Dopasowanie modelu – test ilorazu wiarygodności								
ch-kwadrat	34,492		66,457		96,521		69,405	
df	6		6		6		6	
p-testowe	0,000		0,000		0,000		0,000	

\* Kursywą zaznaczono zmienne objaśniające statystycznie istotne.

\*\* Kategoria odniesienia: pleć – mężczyzna, subiektywna ocena sytuacji materialnej – bardzo zła, typ gospodarstwa domowego – gospodarstwo zamieszkiwane tylko przez respondenta (tylko resp.).

Źródło: Opracowanie własne.

We wszystkich badanych krajach tylko dwie zmienne (typ gospodarstwa domowego oraz wiek) istotnie wpływają na prawdopodobieństwo otrzymywania nieinstytucjonalnej pomocy spoza gospodarstwa domowego. Zamieszkiwanie w więk-

szym gospodarstwie domowym zmniejsza prawdopodobieństwo otrzymania takiej pomocy. Im osoby starsze, tym większe prawdopodobieństwo otrzymania pomocy spoza gospodarstwa domowego. Jedynie w przypadku Słowenii statystycznie istotna okazała się także zmienna wykształcenie. Lepsze wykształcenie zmniejsza prawdopodobieństwo otrzymania pomocy spoza gospodarstwa domowego.

Dla zmiennej typ gospodarstwa domowego wyliczono dodatkowo ilorazy szans. Wskazują one, że osoby mieszkające ze współmałżonkiem/partnerem lub z innymi osobami mają niższą szansę otrzymania nieformalnej pomocy spoza swojego gospodarstwa domowego niż osoby samotne:

- osoby bez współmałżonka/partnera, mieszkające z innymi osobami mają w Polsce o około 20% i około 40% w pozostałych krajach niższe ryzyko otrzymania pomocy spoza swojego gospodarstwa domowego,
- osoby mieszkające tylko ze współmałżonkiem/partnerem mają o około 35% w Polsce i ponad 60% w pozostałych krajach niższą szansę na pomoc,
- osoby mieszkające razem ze współmałżonkiem/partnerem oraz z innymi osobami mają o około 47% w Polsce i około 80% w pozostałych krajach niższe ryzyko otrzymania pomocy spoza swojego gospodarstwa domowego.

## 5. Dyskusja

W dyskusji nad otrzymanymi wynikami analizy podejmujemy próbę umieszczenia ich wśród rezultatów uzyskanych przez innych badaczy. Zamieszkiwanie osób z problemami zdrowotnymi w dużych gospodarstwach domowych oceniamy pozytywnie. Wyniki innych badań wskazują bowiem, że osoby w złym stanie zdrowia w trudnej sytuacji ekonomicznej o niskich kwalifikacjach jeśli mieszkają samodzielnie, to są podatne na samotność [Victor i in., 2000; Pinquart, 2003].

Otrzymane rezultaty potwierdzają prawidłowość, zgodnie z którą wraz z wiekiem rośnie częstość samodzielnego zamieszkiwania [de Jong, Dykstra, Schenk, 2012, s. 170].

Podobnie jak w innych badaniach, ustalono, że nieinstytucjonalna pomoc spoza gospodarstwa domowego jest kierowana do osób starszych w bardziej zaawansowanym wieku, mieszkających w małych gospodarstwach [de Jong, Dykstra, Schenk, 2012, s. 170].

Stwierdzone zróżnicowanie przepływu wsparcia w porównywanych krajach również jest zgodne z wynikami innych badań. Poza wziętymi pod uwagę warunkowaniami należy zatem uwzględnić także kontekst kulturowy i normy w zakresie obowiązków wobec rodziny [van Bavel i in., 2010].

Podejmując próbę wyjaśnienia uzyskanych rezultatów, można przypuszczać, że dzielący gospodarstwo domowe z innymi osobami uzyskują od nich odpowiednie wsparcie i w związku z tym nie zgłaszają zapotrzebowania na nieformalną pomoc z zewnątrz ani też taka pomoc nie jest im oferowana w istniejącej sytuacji.

## Literatura

- Bavel J. van, Dykstra P.A., Wijckmans B., Liebroer A.C. (2010), *Demographic Change and Family Obligations. Multilinks Deliverable 4.2*, <http://www.multilinks-project.eu/publications/> [dostęp: 15.04.2014].
- Dykstra P.A., Komter A.E. (2012), *Generational Interdependencies in Families*, „Demographic Research”, Vol. 27, s. 487-506, <http://www.demographic-research.org/Volumes/Vol27/> [dostęp: 15.04.2014].
- Gruszczyński M. (2012), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- de Jong J., Dykstra P.A., Schenk N. (2012), *Living Arrangements Intergenerational Support Types and Older Adult Loneliness in Eastern and Western Europe*, „Demographic Research”, Vol. 27, s. 167-200.
- Moor N., Komter A.E. (2012), *Family Ties and Depressive Mood in Eastern and Western Europe*, „Demographic Research”, Vol. 27, s. 201-232.
- MULTILINKS – How Demographic Changes Shape Intergenerational Solidarity Well-being and Social Integration: A Multilinks Framework a Specific Research Project funded under the 7th Framework Programme for Research of the European Union Thematic Priority 3 – Major trends in society and their implications*, <http://www.multilinks-project.eu/> [dostęp: 15.04.2014].
- Pinquart M. (2003), *Loneliness in Married Widowed Divorced and Never-Married Older Adults*, „Journal of Social and Personal Relationships”, Vol. 20, No. 1, s. 31-53
- Puur A., Sakkeus L., Pöldma A., Herm A. (2012), *Intergenerational Family Constellations in Contemporary Europe: Evidence from the Generations and Gender Survey*, „Demographic Research”, Vol. 25, s. 135-172.
- Stanisz A. (2007), *Przystępny kurs statystyki. Tom 2. Modele liniowe i nieliniowe*, StatSoft, Kraków.
- Victor C., Scambler S., Bond J., Bowling A. (2000), *Being Alone in Later Life: Loneliness Social Isolation and Living Alone*, „Reviews in Clinical Gerontology”, Vol. 10, No. 4, s. 407-417.
- [www1] <http://www.share-project.org/home0.html> [dostęp: 15.04.2014].

**INFORMAL SUPPORT FOR THE ELDERLY IN CHOSEN EUROPEAN COUNTRIES AFTER SOCIO-ECONOMIC TRANSFORMATION**

**Summary:** The main goal of the study is to investigate the informal support that older people who experience difficulties in everyday life receive outside the household. The multi- and binomial logit models are the tools used for verifying the hypothesis that the occurrence of the difficulties in everyday life of the elderly determine their living arrangements, and that receiving help outside the household depends on living arrangement and socio-economic characteristics of receivers. The empirical analysis builds upon a new approach to population ageing presented in Multilinks Framework. The results of the work allow formulating general conclusions that confirm the findings obtained by other researchers working on different databases and using different methods.

**Keywords:** ageing, informal support for the elderly, logit model.