



**Anna Sączewska-Piotrowska**

Uniwersytet Ekonomiczny w Katowicach  
Wydział Ekonomii  
Katedra Metod Statystyczno-Matematycznych w Ekonomii  
anna.saczewska-piotrowska@ue.katowice.pl

**ANALIZA ZMIAN PRZYNALEŻNOŚCI  
DO SFERY UBÓSTWA Z WYKORZYSTANIEM  
WIELOPOZIOMOWYCH MODELI  
O CZASIE DYSKRETNYM**

**Streszczenie:** Głównym celem artykułu jest identyfikacja determinant zmian przynależności do sfery ubóstwa w Polsce w latach 2000-2013. Osiągnięcie celu jest możliwe dzięki zastosowaniu wielopoziomowych logitowych modeli o czasie dyskretnym. Modele logitowe wejść i wyjść do sfery ubóstwa są estymowane w dwóch wariantach: pierwszy wariant uwzględnia liczbę lat spędzonych poza sferą ubóstwa (w sferze ubóstwa), natomiast drugi wariant uwzględnia dodatkowo wybrane charakterystyki gospodarstwa domowego i jego głowy (np. miejsce zamieszkania, wiek i płeć głowy gospodarstwa domowego).

**Słowa kluczowe:** modelowanie wielopoziomowe, analiza historii zdarzeń, dynamika ubóstwa, Polska.

**Wprowadzenie**

Większość badań nad ubóstwem ma charakter przekrojowy. Taki sposób analizy nie pozwala odkryć zmian zachodzących w sferze ubóstwa. Szczególnie istotnym zagadnieniem z punktu widzenia polityki społecznej jest identyfikacja grup gospodarstw domowych zagrożonych ubóstwem długookresowym. Grupy te są jednocześnie często zagrożone wykluczeniem społecznym i degradacją biologiczną. Identyfikacja grup zagrożonych trwałym ubóstwem pozwala więc na identyfikację gospodarstw zagrożonych innymi negatywnymi zjawiskami.

Celem artykułu jest identyfikacja determinant zmian przynależności do sfery ubóstwa w Polsce w latach 2000-2013. Można się spodziewać, że długość czasu spędzonego w sferze ubóstwa (poza sferą ubóstwa) wpływa na możliwość wyjścia ze sfery ubóstwa (ze sfery poza ubóstwem). Można również zakładać, że na zmiany przynależności do sfery ubóstwa wpływają wybrane charakterystyki gospodarstwa domowego i jego głowy. Osiągnięcie zamierzonego celu jest możliwe dzięki zastosowaniu modeli analizy historii zdarzeń o czasie dyskretnym z wykorzystaniem danych panelowych.

Zmienną zależną w analizie historii zdarzeń, zwaną również analizą przeżycia bądź analizą trwania, jest oczekiwanie na wystąpienie zdarzenia (*event*). Czas oczekiwania na wystąpienie zdarzenia jest nazywany epizodem (*spell, episode*) [Frączak, Gach-Ciepiela, Babiker, 2005, s. 23]. W przypadku analizy trwania ubóstwa zdarzeniem jest indywidualna zmiana statusu przynależności do sfery ubóstwa z jednego okresu na drugi (wejście i wyjście ze sfery ubóstwa).

Kluczową wielkością w analizie przeżycia jest wskaźnik hazardu (ryzyka), który można interpretować jako warunkowe prawdopodobieństwo wystąpienia zdarzenia (wejście lub wyjście ze sfery ubóstwa) w małym przedziale czasu  $t$  przy założeniu, że zdarzenie nie wystąpiło w poprzednich przedziałach czasu [Steele, 2008]. Wskaźniki hazardu są obliczane, biorąc pod uwagę jedynie populację będącą wciąż zagrożoną wystąpieniem zdarzenia. Wejście lub wyjście ze sfery ubóstwa może się pojawić w dowolnym momencie, ale dane panelowe są gromadzone w dyskretnych przedziałach czasu, stąd bardziej odpowiednie są modele analizy historii zdarzeń o czasie dyskretnym zwane również modelami hazardu o czasie dyskretnym [Jenkins, 2004]. Modele te są aproksymacją modeli o czasie ciągłym. W analizie wykorzystano znany model o czasie dyskretnym – model logitowy.

## 1. Dane

Badanie dynamiki ubóstwa w Polsce bazuje na siedmiu etapach panelu zrealizowanego w latach 2000-2013 w ramach projektu „Diagnoza społeczna” [Council for Social Monitoring, 2014]. W kolejnych etapach panelu biorą udział gospodarstwa z poprzedniej fazy panelu oraz gospodarstwa z nowej reprezentatywnej próby. Analiza dynamiki ubóstwa odnosi się do gospodarstw domowych biorących udział w dowolnej fazie panelu. W analizie przyjęto ekonomiczną definicję ubóstwa. Za wskaźnik zamożności gospodarstw domowych przyjęto dochód netto gospodarstw w Polsce w lutym/marcu 2000, 2003, 2005, 2007, 2009, 2011 oraz 2013 r.

W celu uwzględnienia różnic w wielkości i składzie gospodarstw domowych obliczono dochody ekwiwalentne gospodarstw, dzieląc dochody netto przez liczbę jednostek ekwiwalentnych. Zastosowano w tym celu zmodyfikowaną skalę OECD, która przypisuje wartość 1 pierwszej osobie dorosłej w gospodarstwie, wartość 0,5 każdej kolejnej osobie dorosłej oraz wartość 0,3 każdemu dziecku (osoba poniżej 14 roku życia). Każdemu gospodarstwu domowemu przypisano jednakową wagę. Granica ubóstwa została ustalona na poziomie 60% mediany dochodów ekwiwalentnych.

Dysponując danymi na temat statusu przynależności gospodarstw domowych do sfery ubóstwa, można przejść do oszacowania modeli analizy historii zdarzeń o czasie dyskretnym.

## 2. Modele hazardu o czasie dyskretnym dla zdarzeń powtarzających się

Wiele zdarzeń w badaniach ekonomicznych czy społecznych może wystąpić w badanym okresie więcej niż jeden raz. Gospodarstwa domowe uczestniczące w projekcie „Diagnoza społeczna” mogły wejść do sfery ubóstwa (wyjść ze sfery ubóstwa) więcej niż jeden raz, co oznacza, że zdarzenia mogły się powtórzyć.

Niech  $T_{ik}$  będzie zestawem zmiennych losowych oznaczających czas, w którym  $k$ -te zdarzenie przydarzy się  $i$ -temu gospodarstwu domowemu, oraz niech  $t_{ik}$  będzie realizacją zmiennej losowej  $T_{ik}$ . Początek ryzyka dla zdarzenia  $k$  jest definiowany jako pierwszy punkt czasu po wystąpieniu zdarzenia  $k - 1$ , w którym może wystąpić zmiana statusu. Wskaźnik hazardu o czasie dyskretnym dla  $i$ -tego gospodarstwa domowego dla pierwszego zdarzenia ( $k = 1$ ) jest definiowany jako [Callens, Croux, 2009]:

$$P_{i1t} = \Pr(T_{i1} = t \mid T_{i1} \geq t),$$

natomiast dla kolejnych zdarzeń ( $k = 2, 3, \dots$ ) ma postać:

$$P_{ikt} = \Pr(T_{ik} = t \mid T_{ik} \geq t, T_{i1} = t_{i1}, T_{i2} = t_{i2}, \dots, T_{i(k-1)} = t_{i(k-1)}).$$

W następnym kroku należy określić, w jaki sposób hazard zależy od czasu oraz od zmiennych objaśniających. Najbardziej popularnym wyborem jest logistyczna funkcja regresji [Iceland, 1997; Stevens, 1999; McKernan, Ratcliffe, 2005; Steele, 2011]:

$$P_{ikt} = \frac{1}{1 + \exp(-\alpha(t) - \beta x_{ikt} - u_i)},$$

którą można również zapisać w postaci logitowej:

$$\log\left(\frac{P_{ikt}}{1-P_{ikt}}\right) = \alpha(t) + \beta x_{ikt} + u_i, \quad (1)$$

gdzie  $P_{ikt}$  jest prawdopodobieństwem zdarzenia w przedziale czasu  $t$ ,  $x_{ikt}$  jest wektorem zmiennych (zmieniających się w czasie lub zdefiniowanych na poziomie epizodu lub gospodarstwa domowego),  $\alpha(t)$  jest pewną funkcją  $t$ , która dotyczy logitu hazardu bazowego. Hazard bazowy odnosi się do gospodarstwa, którego wszystkie zmienne przyjmują wartość zero [Mills 2011, s. 255]. Funkcja  $\alpha(t)$  może przyjąć postać funkcji liniowej czy kwadratowej. Najbardziej elastyczną postacią  $\alpha(t)$  jest funkcja skokowa, która jest określona przez traktowanie  $t$  jako zmiennej kategorialnej. Czas jest wtedy traktowany jako zmienna zero-jedynkowa z kategorią określoną dla każdego przedziału czasowego:

$$\alpha(t) = \alpha_{1i}D_1 + \alpha_{2i}D_2 + \dots + \alpha_{si}D_s,$$

gdzie  $D_1, D_2, \dots, D_s$  są zmiennymi zero-jedynkowymi dla przedziałów czasowych  $t = 1, 2, \dots, s$  oraz  $s$  jest maksymalnym obserwowanym czasem zdarzenia. Efekt losowy  $u_i$  pozwala na wprowadzenie do modelu tzw. nieobserwowalnej heterogeniczności (*unobserved heterogeneity*), czyli zmienności gospodarstw domowych ze względu na niemierzalne cechy. Cechy te przyczyniają się do większej lub mniejszej podatności danego gospodarstwa na doświadczenie zdarzenia [Mills, 2011, s. 167]. W przypadku efektu losowego  $u_i$  zakłada się zazwyczaj rozkład normalny ze średnią zero i wariancją  $\sigma^2$  [Steele, 2011].

W przypadku zdarzeń powtarzających się dane historii zdarzeń tworzą dwupoziomą hierarchiczną strukturę z epizodami (poziom 1) zagnieżdżonymi w gospodarstwach domowych (poziom 2). W terminologii modelowania wielopoziomowego model (1) odnosi się do dwupoziomowego modelu z losowym wyrazem wolnym (*two-level random intercept model*), ponieważ przekształcone prawdopodobieństwo zdarzenia w przedziale czasu  $t$  jest zwiększane lub zmniejszane o wielkość  $u_i \sim N(0, \sigma^2)$  dla danego gospodarstwa domowego, ale zakłada się, że wpływ czasu trwania i zmienne są stałe dla gospodarstwa [Steele, 2008, 2011].

Modele z efektami losowymi dla zdarzeń powtarzających się mogą być dopasowywane z użyciem dowolnego oprogramowania do modelowania wielopoziomowego. Należy jednak zwrócić uwagę, że stosowane w programach procedury estymacji różnią się od siebie, prowadząc tym samym do innych oszacowań parametrów. Parametry modeli mogą być oszacowane metodą największej wiarygodności z pełną informacją za pomocą kwadratury numerycznej

(SAS, Stata, SABRE), metodami quasi-największej wiarygodności (HLM, MLwiN) oraz metodami Monte Carlo opartymi na łańcuchach Markowa (WinBUGS, MLwiN). Niektórzy autorzy [np. Browne, Draper, 2006] podkreślają, że metody Monte Carlo oparte na łańcuchach Markowa (MCMC) są metodami najbardziej elastycznymi i mogą być używane do bardzo złożonych modeli wielopoziomowych.

### 3. Cenzurowanie informacji

W analizie czasu trwania ubóstwa często występują sytuacje, w których historia epizodu nie jest kompletna. Oznacza to, że pewne epizody zaczynają się przed okresem obserwacji (cenzurowanie lewostronne), a pewne epizody kończą się po okresie obserwacji (cenzurowanie prawostronne). Problem cenzurowania informacji został szeroko opisany m.in. w książce Frątczak, Gach-Ciepiela, Babiker [2005].

W przeprowadzonej analizie dynamiki ubóstwa pod uwagę były brane jedynie te epizody, które rozpoczynały się w trakcie okresu obserwacji. Gospodarstwa domowe mogły uczestniczyć w panelu maksymalnie siedem razy, co oznacza, że nie więcej niż pięć etapów panelu było wykorzystywanych do obserwacji wyjść i wejść do sfery ubóstwa – dwa pierwsze etapy były używane do skonstruowania warunku „wejścia”. W przypadku analizy wyjść ze sfery ubóstwa gospodarstwo domowe powinno być poza sferą ubóstwa w pierwszym okresie, ubogie w drugim okresie i dopiero od trzeciego okresu można obserwować czy i kiedy gospodarstwo opuszcza sferę ubóstwa. Analogiczna sytuacja występuje w przypadku wejść do sfery ubóstwa – gospodarstwo w pierwszym okresie ubogie, w drugim nieubogie i od trzeciego okresu można obserwować wejścia gospodarstwa do sfery ubóstwa.

### 4. Struktura danych

Szacowanie modeli analizy historii zdarzeń wymaga odpowiedniego przygotowania bazy danych. Oryginalne dane są zapisane w formacie jeden rekord na gospodarstwo domowe. W pierwszym kroku należy przekonwertować zbiór danych do formatu gospodarstwo domowe-epizod z jednym rekordem odnoszącym się do każdego z  $n_i$  epizodów dla  $i$ -tego gospodarstwa domowego. W pliku jest teraz zawarta informacja o czasie  $k$ -tego zdarzenia dla  $i$ -tego gospodarstwa domowego ( $t_{ik}$ ) oraz wskaźnik cenzurowania:

$$\delta_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{gdy obserwacja jest kompletna} \\ 0 & \text{gdy obserwacja jest cenzurowana.} \end{cases}$$

W przypadku obserwacji prawostronnie cenzurowanej nie dysponujemy informacją o  $t_{ik}$ , lecz jedynie informacją o czasie, w którym nastąpiło ucięcie ( $c_{ik}$ ). Zmienną określającą końcowy punkt badania jest więc  $y_{ik} = \min(t_{ik}, c_{ik})$ , a zaobserwowane dane mają postać  $(y_{ik}, \delta_{ik})$ .

W drugim kroku przygotowywania bazy danych należy przekształcić dane do formatu gospodarstwo-domowe-epizod-okres (tab. 1).

**Tabela 1.** Format danych wymagany do oszacowania modeli o czasie dyskretnym dla zdarzeń powtarzających się

Zbiór danych gospodarstwo domowe-epizod

Gospodarstwo $i$	Epizod $k$	$y_{ik}$	$\delta_{ik}$
1	1	2	1
1	2	4	1
1	3	1	0



Zbiór danych gospodarstwo domowe-epizod-okres

Gospodarstwo $i$	Epizod $k$	Okres $t$	$y_{ikt}$
1	1	1	0
1	1	2	1
1	2	1	0
1	2	2	0
1	2	3	0
1	2	4	1
1	3	1	0

Źródło: Opracowanie własne.

W pliku gospodarstwo domowe-epizod-okres dla każdego rekordu  $t = 1, \dots, t_{ik}$  jest definiowany wskaźnik binarny  $y_{ikt}$  w postaci:

$$y_{ikt} = \begin{cases} 1 & \text{gdy epizod } k \text{ gospodarstwa } i \text{ kończy się w trakcie okresu } t \\ 0 & \text{w przeciwnym wypadku} \end{cases}$$

Wszystkie epizody, niezależnie od tego, czy czas trwania jest cenzurowany, przyjmują  $y_{ikt} = 0$  dla przedziałów  $t = 1, \dots, t_{ik} - 1$ . Odpowiedź dla ostatniego obserwowanego przedziału  $y_{ikt_{ik}}$  wynosi 1 dla epizodów kończących się wydarzeniem (wejście lub wyjście ze sfery ubóstwa) oraz 0 dla epizodów cenzurowanych.

## 5. Rezultaty

Modele logitowe wejść i wyjść ze sfery ubóstwa były estymowane w dwóch wariantach. Pierwszy wariant (model 1) dotyczy tylko hazardu bazowego przyjmującego postać zmiennych zero-jedynkowych reprezentujących liczbę okresów

spędzonych poza sferą ubóstwa (w przypadku analizy wejść) lub liczbę okresów spędzonych w sferze ubóstwa (w przypadku analizy wyjść). Drugi wariant (model 2) obejmuje hazard bazowy oraz zmienne objaśniające charakteryzujące gospodarstwo domowe (miejsce zamieszkania i status gospodarstwa domowego na rynku pracy) oraz głowę gospodarstwa domowego (płeć, wiek i wykształcenie).

W pierwszej kolejności przeprowadzono analizę hazardu wejść do sfery ubóstwa. W rzeczywistości wejście do sfery ubóstwa było wejściem do sfery ubóstwa (pierwszy epizod) lub ponownym wejściem do sfery ubóstwa (epizod drugi i trzeci). Próba zawierała 834 gospodarstwa domowe. Model 1 i model 2 były szacowane metodami MQL-1, PQL-2 oraz MCMC. W przypadku obydwu modeli w wyniku zastosowania metody MCMC wygenerowano łańcuchy cechujące się wysoką autokorelacją. Nie zwiększono liczby iteracji, lecz wzięto pod uwagę fakt, że wartości estymatorów uzyskanych metodami PQL-2 oraz MCMC były zbliżone i ostatecznie w analizie przyjęto wyniki uzyskane metodą PQL-2 (tab. 2).

**Tabela 2.** Analiza hazardu wejść do sfery ubóstwa: wyniku estymacji modelu 1 (hazard bazowy) oraz modelu 2 (hazard bazowy i zmienne objaśniające) z uwzględnieniem heterogeniczności

Zmienna	Model 1		Model 2	
	współczynnik	błąd standardowy	współczynnik	błąd standardowy
<b>Wejście do sfery ubóstwa:</b>				
po 1 okresie poza sferą ubóstwa	ref.		ref.	
po 2 okresach poza sferą ubóstwa	-0,554*	0,172	-0,646*	0,300
po 3 okresach poza sferą ubóstwa	-0,886*	0,281	-0,574	0,499
po 4 okresach poza sferą ubóstwa	-2,138*	0,728	-1,660	1,077
po 5 okresach poza sferą ubóstwa	-1,927	1,032		
<b>Płeć głowy gospodarstwa domowego:</b>				
mężczyzna			ref.	
kobieta			0,221	0,242
<b>Wiek głowy gospodarstwa domowego:</b>				
poniżej 60			ref.	
60 i więcej			0,951*	0,279
<b>Wykształcenie głowy gospodarstwa domowego:</b>				
poniżej średniego			ref.	
średnie i powyżej			-0,836*	0,310
<b>Miejsce zamieszkania:</b>				
miasto			-0,592*	0,231
wieś			ref.	
<b>Status gospodarstwa domowego na rynku pracy:</b>				
przynajmniej jedna osoba bezrobotna			1,125*	0,227
brak osób bezrobotnych			ref.	
<b>Wyraz wolny</b>	-0,906*	0,076	-1,660*	0,280
<b>Wariancja wyrazu wolnego</b>	0,000	0,000	0,000	0,000

\* Istotność na poziomie 0,05.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie: Rada Monitoringu Społecznego [2014].

W modelu 1 zmienne określające czas trwania gospodarstwa domowego poza sferą ubóstwa są statystycznie istotne na poziomie 0,05. Wyjątkiem jest czas oczekiwania na wejście do sfery ubóstwa po pięciu okresach w porównaniu do kategorii będącej punktem odniesienia, czyli do wejścia do sfery ubóstwa po jednym okresie. Można zauważyć, że ryzyko wejścia do sfery ubóstwa maleje z czasem przebywania poza sferą ubóstwa. Wariancja dla losowego wyrazu wolnego na poziomie gospodarstw domowych jest statystycznie nieistotna, co oznacza, że nie ma zróżnicowania pomiędzy gospodarstwami.

Należy zaznaczyć, że jedynie kilka gospodarstw domowych weszło do sfery ubóstwa po pięciu okresach, czyli po dziesięciu latach (przedziały pomiędzy kolejnymi etapami panelu trwały dwa lata) i z tego powodu w modelu 2 wejście do sfery biedy po pięciu okresach zostało wykluczone. W modelu 2 statystycznie istotnych jest pięć zmiennych: wejście do sfery ubóstwa po dwóch okresach, wiek i wykształcenie głowy gospodarstwa domowego, miejsce zamieszkania oraz status gospodarstwa na rynku pracy. Ryzyko wejścia do sfery ubóstwa jest mniejsze w przypadku gospodarstw czekających dwa okresy (w porównaniu do czekających jeden okres), w przypadku gospodarstw zamieszkujących miasto (w odniesieniu do zamieszkujących wieś) oraz w przypadku gospodarstw, których głowa ma przynajmniej średnie wykształcenie (w porównaniu do gospodarstw z głową mającą mniej niż średnie wykształcenie). Wejście do sfery ubóstwa jest bardziej prawdopodobne dla gospodarstw z głową mającą 60 i więcej lat (w porównaniu do gospodarstw z głową poniżej 60 lat) oraz dla gospodarstw z przynajmniej jedną osobą bezrobotną (w odniesieniu do gospodarstw bez osób bezrobotnych). W modelu 2 nie ma zróżnicowania pomiędzy gospodarstwami domowymi.

Wyniki analizy hazardu wyjść ze sfery ubóstwa przedstawia tab. 3.

**Tabela 3.** Analiza hazardu wyjść ze sfery ubóstwa: wyniku estymacji modelu 1 (hazard bazowy) oraz modelu 2 (hazard bazowy i zmienne objaśniające) z uwzględnieniem heterogeniczności

Zmienna	Model 1		Model 2	
	współczynnik	błąd standardowy	współczynnik	błąd standardowy
1	2	3	4	5
<b>Wyjście ze sfery ubóstwa:</b>				
po 1 okresie w sferze ubóstwa	ref.		ref.	
po 2 okresach w sferze ubóstwa	-0,419*	0,184	-0,471	0,309
po 3 okresach w sferze ubóstwa	-0,282	0,394	0,331	0,728
po 4 okresach w sferze ubóstwa	-1,421	0,839		
<b>Płeć głowy gospodarstwa domowego:</b>				
mężczyzna			ref.	
kobieta			-0,082	0,240



cd. tabeli 3

	1	2	3	4	5
<b>Wiek głowy gospodarstwa domowego:</b>					
poniżej 60				ref.	
60 i więcej				-0,823*	0,261
<b>Wykształcenie głowy gospodarstwa domowego:</b>					
poniżej średniego				ref.	
średnie i powyżej				0,863*	0,295
<b>Miejsce zamieszkania:</b>					
miasto				0,407	0,216
wieś				ref.	
<b>Status gospodarstwa domowego na rynku pracy:</b>					
przynajmniej jedna osoba bezrobotna				-0,823*	0,229
brak osób bezrobotnych				ref.	
<b>Wyraz wolny</b>		0,505*	0,072	1,117*	0,261
<b>Wariancja wyrazu wolnego</b>		0,000	0,000	0,000	0,000

\* Istotność na poziomie 0,05.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie: Rada Monitoringu Społecznego [2014].

Wyjścia ze sfery ubóstwa były tak naprawdę wyjściami ze sfery ubóstwa (pierwszy epizod) lub ponownymi wyjściami ze sfery ubóstwa (drugi i trzeci epizod). Parametry modeli estymowano metodą PQL-2, gdyż, podobnie jak w przypadku wejść do sfery ubóstwa, łańcuchy wygenerowane metodą MCMC cechowały się wysoką autokorelacją. Należy zauważyć, że żadne z przebadanych 829 gospodarstw domowych nie opuściło sfery ubóstwa po pięciu okresach spędzonych w ubóstwie, a jedynie kilka gospodarstw domowych opuściło tę sferę po czterech okresach. W modelu 1 wyjście ze sfery ubóstwa po dwóch okresach było statystycznie mniej prawdopodobne niż wyjście po jednym okresie. Pozostałe zmienne w tym modelu były statystycznie nieistotne. Wyniki estymacji parametrów modelu 2 pozwalają z jednej strony stwierdzić, że lepsze wykształcenie głowy gospodarstwa domowego zwiększa szanse gospodarstwa na opuszczenie sfery ubóstwa. Z drugiej strony wiek głowy gospodarstwa 60 i więcej oraz obecność osób bezrobotnych w gospodarstwie zmniejszają prawdopodobieństwo opuszczenia sfery ubóstwa. Zarówno w modelu 1, jak i modelu 2 nie ma statystycznie istotnego zróżnicowania pomiędzy gospodarstwami domowymi.

## Podsumowanie

W artykule weryfikowano hipotezy dotyczące wpływu czasu spędzonego poza sferą ubóstwa (w sferze ubóstwa) oraz wpływu zmiennych charakteryzujących gospodarstwo domowe i jego głowę na prawdopodobieństwo wejścia do

sfery ubóstwa (wyjścia ze sfery ubóstwa). Na podstawie przeprowadzonej analizy można stwierdzić, że w Polsce w latach 2000-2013 czas przebywania gospodarstwa domowego poza sferą ubóstwa wpływa w negatywny sposób na wejście do sfery ubóstwa, natomiast czas spędzony w ubóstwie prawie w ogóle nie wykazuje związku z wyjściem ze sfery ubóstwa. Gospodarstwa domowe z osobami bezrobotnymi oraz gospodarstwa, których głowa ma 60 i więcej lat oraz ma niskie wykształcenie są bardziej narażone na wejście do sfery ubóstwa i jednocześnie mają mniejsze szanse na wyjście ze sfery ubóstwa. Gospodarstwa domowe zamieszkujące miasta cechują się mniejszym prawdopodobieństwem wejścia do sfery ubóstwa i nieistotnym statystycznie większym prawdopodobieństwem opuszczenia sfery ubóstwa. Płeć głowy gospodarstwa domowego nie wpływa istotnie na prawdopodobieństwo wejścia i wyjścia ze sfery ubóstwa.

Identyfikacja gospodarstw cechujących się wysokim prawdopodobieństwem wejścia do sfery ubóstwa i małym prawdopodobieństwem wyjścia ze sfery ubóstwa jest bardzo istotna z punktu widzenia polityki społecznej prowadzonej przez państwo. Z jednej strony działania rządu i instytucji pozarządowych powinny być skierowane do gospodarstw domowych zagrożonych wejściem do sfery ubóstwa, aby zapobiec niekorzystnej zmianie – wkroczeniu w ubóstwo. Z drugiej strony polityka społeczna powinna się skupiać na działaniach skierowanych do gospodarstw przebywających w sferze ubóstwa przez długi czas. Gospodarstwa te nie potrafią często opuścić sfery ubóstwa bez dodatkowej pomocy z zewnątrz i są zagrożone wykluczeniem społecznym oraz degradacją biologiczną.

## Literatura

- Browne W.J., Draper D. (2006), *A Comparison of Bayesian and Likelihood-based Methods for Fitting Multilevel Models*, "Bayesian Analysis", Vol. 1, No. 3, s. 473-514.
- Callens M., Croux C. (2009), *Poverty Dynamics in Europe. A Multilevel Discrete-Time Recurrent Hazard Analysis*, "International Sociology", Vol. 24, No. 3, s. 368-396.
- Frątczak E., Gach-Ciepiela U., Babiker H. (2005), *Analiza historii zdarzeń. Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań*, SGH, Warszawa.
- Iceland J. (1997), *Urban Labor Markets and Individual Transitions out of Poverty*, "Demography", Vol. 34, No. 3, s. 429-441.
- Jenkins S.P. (2004), *Survival Analysis*, Unpublished manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK, <http://www.iser.essex.ac.uk/teaching/degree/stephenj/ec968/pdfs/ec968lnotesv6.pdf> (dostęp: 02.04.2014).
- McKernan S.-M., Ratcliffe C. (2005), *Events that Trigger Poverty Entries and Exits*, "Social Science Quarterly", Vol. 86, No. 5, s. 1146-1169.

- Mills M. (2011), *Introducing Survival and Event History Analysis*, SAGE Publications, Los Angeles-London-New Dehli-Singapore-Washington DC.
- Rada Monitoringu Społecznego (2014), *Diagnoza społeczna 2000-2013: zintegrowana baza danych*, <http://www.diagnoza.com> (dostęp: 15.01.2014).
- Steele F. (2008), *Multilevel Models for Longitudinal Data*, "Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)", Vol. 181, Iss. 1, s. 5-19.
- Steele F. (2011), *Multilevel Discrete-Time Event History Models with Applications to the Analysis of Recurrent Employment Transitions*, "Australian & New Zealand Journal of Statistics", Vol. 53, No. 1, s. 1-26.
- Stevens A.H. (1999), *Climbing out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells*, "Journal of Human Resources", Vol. 34, No. 3, s. 557-588.

#### STATUS POVERTY ANALYSIS USING MULTILEVEL DISCRETE-TIME MODELS

**Summary:** The main objective of this paper is to identify determinants of poverty status changes in Poland in years 2000-2013. To achieve this aim, multilevel discrete-time event history logit models are used. Logit models of entering (exiting) poverty are estimated in two versions – the first variant includes the number of years spent out of (in) poverty, while the second scenario includes also selected socio-economic characteristics of the household and the head of household (e.g. place of residence, sex and age of household's head).

**Keywords:** multilevel modelling, event history analysis, poverty dynamics, Poland.