

## **ANALIZA KARIER RÓWNOLEGLYCH Z WYKORZYSTANIEM NIEPARAMETRYCZNEGO MODELU RYZYK KONKURENCYJNYCH**

**Joanna Landmesser**

Katedra Ekonometrii i Statystyki

Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie

e-mail: joanna\_landmesser@sggw.pl

**Streszczenie:** Przedmiotem badania są dwie wpływające na siebie nawzajem kariery równoległe: rodzinna i zawodowa. Analizie poddano dane zgromadzone w wyniku badania retrospektywnego „Biografie Zawodowe, Rodzinne i Edukacyjne”, przeprowadzonego przez Instytut Statystyki i Demografii SGH w 2006 roku. Dotyczyły one zdarzeń zanotowanych w biografach aktywnych zawodowo młodych mężatek. Do modelowania wykorzystano nieparametryczny model zależnych ryzyk konkurencyjnych.

**Słowa kluczowe:** nieparametryczny model ryzyk konkurencyjnych, kariery równoległe, ryzyka zależne

### **WPROWADZENIE**

W pracy podjęta została próba analizy zależności występujących przy realizacji dwóch karier: rodzinnej i zawodowej. W analizie historii zdarzeń kariery rozumiane są jako sekwencje wydarzeń określonego typu, realizujące się w sposób równoległy lub szeregowy. Kariery rodzinna i zawodowa są przykładem karier równoległych, ponieważ zazwyczaj odgrywają się w tym samym czasie. Losy kobiet będących matkami, często z trudem łączących kariery rodzinną i zawodową, stanowią przykład karier konkurujących ze sobą. Przy karierach konkurujących, inaczej niż w wypadku karier komplementarnych, ma miejsce rywalizacja o wykorzystanie ograniczonych zasobów jednostki.

Celem badania jest przeprowadzenie modelowania zależności pomiędzy realizowanymi przez jednostki karierami, a dokładniej: modelowanie powiązań pomiędzy karierami rodzinną i zawodową realizowanymi przez zamężne kobiety.

Analiza związków między decyzjami prokreacyjnymi kobiet a ich aktywnością zawodową pomogłaby na znalezienie odpowiedzi na pytania typu:

- Jak wystąpienie zdarzenia w karierze rodzinnej, polegające na urodzeniu dziecka, wpływa na przerwanie zatrudnienia?
- Jak przerwanie zatrudnienia wpływa na karierę rodzinną kobiety?

## KONCEPCJE TEORETYCZNE WYJAŚNIAJĄCE KSZTAŁTOWANIE SIĘ KARIER RODZINNYCH I ZAWODOWYCH

To, w jaki sposób kształtują się postawy prokreacyjne wobec kariery zawodowej, stanowi często przedmiot zainteresowań socjologów. W okresie powojennym aktywność zawodowa kobiet w większości krajów europejskich była niska. Wynikało to z tradycyjnego modelu kulturowego, w którym pracę kobiet podporządkowywano funkcjom rodzinnym. Zazwyczaj po zakończeniu edukacji kobiety podejmowały pracę, ale trwale ją przerywały po wyjściu za mąż lub po urodzeniu dziecka. Dopiero m.in. wzrost świadomości kobiet w latach 60-tych doprowadził do tego, że kobiety masowo rozpoczęły wchodzić na rynek pracy.

Spośród koncepcji teoretycznych, które można wykorzystać w badaniu karier równoległych, wymienić należy: ekonomiczną teorię funkcjonowania rodzin i gospodarstw domowych (*new home economics*), teorię inwestowania w kapitał ludzki (*human capital theory*), teorię inwestowania w kapitał społeczny (*social capital theory*), teorię płodności, koncepcję drugiego przejścia demograficznego (*second demographic transition*), czy teorię społecznych interakcji (por. szczegółowe rozważania w pracy [Ptak-Chmielewska 2005]).

Teoria funkcjonowania rodzin i gospodarstw [Becker 1993] odnosi się do podziału czasu poświęcanego przez członków rodziny dla pracy zawodowej oraz dla pracy w gospodarstwie domowym. Na rynku pracy przeważa ten z partnerów, który jest bardziej predysponowany do pracy zawodowej. Zazwyczaj uwarunkowania biologiczne powodują, że to kobiety przeważają w pracy na rzecz gospodarstw. Współcześnie jednak kobiety coraz częściej decydują się na potomstwo, nie rezygnując z pracy zawodowej. Zgodnie z teorią inwestowania w kapitał ludzki [Becker 1993] poświęcanie przez kobietę czasu na edukację przynosi wzrost dochodów z pracy, ale w konsekwencji wzrost aktywności zawodowej wywołuje spadek płodności (kariera zawodowa konkuruje z karierą rodzinną). Teoria inwestowania w kapitał społeczny określa kapitał społeczny jako potencjał wynikający ze spoistości relacji międzyludzkich, siłę więzi społecznych, które służą interesom całego społeczeństwa, a nie wyłącznie interesom grupowym lub indywidualnym [Loury 1977], [Coleman 1990], [Stone, Hughes 2002]. Ponieważ przyszłe życie młodych zależy od rodzinnego kapitału społecznego, stąd podkreśla się znaczenie rodziny jako głównej formy inwestowania w kapitał społeczny. Na przykład Parcel i Menaghan zwracają uwagę na wpływ pracy zawodowej matek na problemy z zachowaniem dziecka [Parcel, Menaghan 1993].

Niektóre teorie płodności skupiają się na określeniu modelu, który byłby w stanie odzwierciedlić zmiany w poziomie płodności. Hipoteza Easterlina mówi o cykliczności zmian płodności. Polega ona na tym, że osoby urodzone w rocznikach o dużej liczebności decydują się na mniej liczne potomstwo (i na odwrót) [Easterlin 1978]. Zgodnie z teorią drugiego przejścia demograficznego formuła rodziny ewaluuje w kierunku indywidualizmu i samorealizacji jej członków [Van De Kaa 1987]. Tradycyjna rodzina straciła na popularności i doszło do spadku liczby zawieranych małżeństw, opóźnienia urodzenia pierwszego dziecka w małżeństwie, spadku płodności kobiet, obniżania się współczynnika urodzeń niższej kolejności. Dzięki rozwojowi środków kontroli urodzeń stało się możliwe długie i nieprzerwane prokreacją uczestnictwo kobiet na rynku pracy. Większość kobiet stara się łączyć rodzenie dzieci z pracą zawodową. Dobrze zarabiające kobiety wolą pozostać aktywne zawodowo i tym samym świadomie opóźniają prokreację. Również Polacy coraz później zakładają rodziny oraz coraz później decydują się na dziecko. Decyzję o założeniu rodziny, a także jej późniejszy kształt, determinują czynniki związane z funkcjonowaniem rynku pracy i sytuacją ekonomiczną gospodarstw domowych. Na odkładanie w czasie decyzji o potomstwie może wpływać lęk przed utratą pracy, chęć spełniania aspiracji zawodowych, poświęcenia się karierze oraz świadomość, że czas spędzany w pracy uniemożliwi wychowanie dziecka oraz poświęcanie mu niezbędnej uwagi. Począwszy od roku 1990 notuje się więc i w Polsce spadek dzietności oraz odraczanie decyzji macierzyńskich.

## TEORIA ZALEŻNYCH RYZYK KONKURENCYJNYCH

Modelowanie zależnych ryzyk konkurencyjnych stosowano początkowo w trakcie studiów nad umieralnością z różnych przyczyn, następnie poszerzono zakres zastosowań tego typu modeli o analizę innych problemów demograficznych i społecznych [Chiang 1968], [Elandt-Johnson 1976], [Hakulinen 1977], [Courgeau 1985], [Willekens 1989], [Blossfeld, Hamerle, Mayer 1989]. Polskimi przykładami wykorzystania teorii ryzyk konkurencyjnych w demografii są prace [Frątczak, Józwiak, Paszek 1996], [Frątczak 1999], [Ptak-Chmielewska 2003]. Są one poświęcone wynikom badań retrospektywnych zrealizowanych w Polsce w latach 1988 i 1991, a dotyczących kariery rodzinnej, zawodowej i migracyjnej jednostek. Przeprowadzenie podobnego badania w roku 2006 skłania do analizy zaktualizowanego materiału empirycznego, czego starano się dokonać w niniejszej pracy.

W wypadku modelowania dwóch karier, np. kariery rodzinnej i kariery zawodowej dla kobiet, konkurencyjność polega na tym, że realizujące się w ich trakcie zdarzenia mogą występować w różnej kolejności (przykładowo narodziny dziecka mogą wystąpić przed przerwaniem zatrudnienia). Każdej zamężnej pracującej kobiecie przypisano dwuwymiarową zmienną losową  $(T_1, T_2)$ , gdzie

$T_1$  jest czasem upływającym od momentu zamążpójścia do chwili narodzin pierwszego dziecka, natomiast  $T_2$  oznacza długość czasu zatrudnienia, mierzonego od momentu zamążpójścia do chwili zaprzestania wykonywania pracy. Dla tak zdefiniowanej dwuwymiarowej zmiennej określono funkcję przeżycia  $S(t_1, t_2)$ , wyrażającą prawdopodobieństwo, że do chwil  $(t_1, t_2)$  nie wystąpiło żadne ze zdarzeń:

$$S(t_1, t_2) = \Pr[T_1 > t_1, T_2 > t_2] = \begin{cases} S_1(t_1, t_2), & t_1 \leq t_2, \\ S_2(t_1, t_2), & t_2 \leq t_1. \end{cases} \quad (1)$$

Wariant  $S_1(t_1, t_2)$  dotyczy sytuacji, w której narodziny dziecka wyprzedzają zaprzestanie zatrudnienia, a  $S_2(t_1, t_2)$  - gdy zaprzestanie pracy wyprzedza narodziny. Odpowiednie funkcje hazardu są postaci (dla  $t_1 = t_2 = t$ ):

$$\begin{aligned} h_1^1(t) &= -\frac{\partial S_1(t_1, t_2)/\partial t_1}{S_1(t_1, t_2)}, & h_1^2(t) &= -\frac{\partial S_2(t_1, t_2)/\partial t_1}{S_2(t_1, t_2)}, \\ h_2^1(t) &= -\frac{\partial S_2(t_1, t_2)/\partial t_2}{S_2(t_1, t_2)}, & h_2^2(t) &= -\frac{\partial S_1(t_1, t_2)/\partial t_2}{S_1(t_1, t_2)}, \end{aligned} \quad (2)$$

gdzie:  $h_1^i(t)$  - warunkowe prawdopodobieństwo wystąpienia narodzin jako zdarzenia  $i$ -tej kolejności w chwili  $t$ , gdy do chwili  $t$  nie wystąpiło żadne ze zdarzeń,  $h_2^i(t)$  - warunkowe prawdopodobieństwo wystąpienia zaprzestania zatrudnienia jako zdarzenia  $i$ -tej kolejności w chwili  $t$ , gdy do chwili  $t$  nie wystąpiło żadne ze zdarzeń,  $i=1,2$ .

Dla zmiennej losowej  $(T_1, T_2)$  wyznacza się rozkłady brzegowe:

$$S(t_1, 0) = G_1(t_1) = \Pr[T_1 > t_1], \quad S(0, t_2) = G_2(t_2) = \Pr[T_2 > t_2], \quad (3)$$

z którymi powiązane są funkcje hazardu

$$h_1(t_1) = -\frac{dG_1(t_1)/dt_1}{G_1(t_1)} \quad \text{oraz} \quad h_2(t_2) = -\frac{dG_2(t_2)/dt_2}{G_2(t_2)}. \quad (4)$$

W sytuacji, gdy zmienne  $T_1$  oraz  $T_2$  są niezależne, następujące funkcje hazardu są sobie równe:

$$\begin{aligned} h_1^1(t) &= h_1^2(t) = h_1(t_1) \quad \text{dla } t_1 = t, \\ h_2^1(t) &= h_2^2(t) = h_2(t_2) \quad \text{dla } t_2 = t. \end{aligned} \quad (5)$$

Brak spełnienia powyższych równości oznacza zależność zmiennych. W pracy założono liniową zależność funkcyjną między czasami trwania, czyli  $T_1 = aT_2$  (jest to jeden z wielu możliwych typów zależności). Taka liniowa zależność między czasami trwania oznacza proporcjonalność odpowiednich funkcji hazardu, czyli  $h_2(t_2)/h_1(t_1) = a$  [Frątczak, Józwiak, Paszek 1996].

Celem przeprowadzenia analizy porównawczej dla zdarzeń z dwóch karier dodatkowo rozważono grupy kobiet doświadczających zdarzeń tylko jednej z karier. Dla kobiet, które jedynie urodziły dzieci, zdefiniowano zmienną losową  $U_1$  z funkcjami przeżycia i hazardu

$$G_1(u_1) = \Pr[U_1 > u_1], \quad \bar{h}_1(u_1) = -\frac{dG_1(u_1)/du_1}{G_1(u_1)}, \quad (6)$$

natomiast dla kobiet, które doświadczyły jedynie zdarzenia z kariery zawodowej (przestały pracować), zmienną losową  $U_2$  z funkcjami przeżycia i hazardu

$$G_2(u_2) = \Pr[U_2 > u_2], \quad \bar{h}_2(u_2) = -\frac{dG_2(u_2)/du_2}{G_2(u_2)}. \quad (7)$$

Jeśli po przyrównaniu do siebie funkcji hazardu według kolejności występowania zdarzeń z brzegowymi funkcjami hazardu (wzory (5)) dla kobiet doświadczających obu zdarzeń okaże się, że ma miejsce zależność czasów trwania, to można przystąpić do jej dokładniejszej analizy. W tym celu porównuje się wartości brzegowych funkcji hazardu dla grup jednostek doświadczających dwóch zdarzeń (wzory (4)) z wartościami funkcji hazardu w grupach jednostek, dla których wystąpiło tylko jedno z badanych zdarzeń (wzory (6) i (7)). Wyznaczone ilorazy funkcji hazardu

$$\frac{\bar{h}_1(u_1)}{h_1(t_1)} = b \quad \text{oraz} \quad \frac{\bar{h}_2(u_2)}{h_2(t_2)} = c, \quad (8)$$

przy założeniu, że są one stałe w przedziałach czasu, oznaczają zależności odpowiednich czasów oczekiwania:  $T_1 = bU_1$  oraz  $T_2 = cU_2$ . Jeśli  $a, b > 1$ , to czas oczekiwania na dane zdarzenie przy jego współwystępowaniu z drugim jest

dłuższy niż czas oczekiwania na to zdarzenie, gdy realizuje się ono w pojedynkę. Rozkład statystyk określonych wzorami (8) (czyli rozkład ilorazu dwóch funkcji hazardu) zbadano w pracy [Frątczak, Józwiak, Paszek 1996].

Zastosowany w niniejszej pracy model zależnych ryzyk konkurencyjnych jest modelem nieparametrycznym. Estymacja odpowiednich funkcji hazardu jest dokonywana zgodnie z metodologią tablic trwania życia i wymaga przyjęcia założeń dotyczących stałości wskaźników hazardu w podokresach czasu (w pracy przyjęto 12-miesięczne podokresy) oraz równomiernego rozłożenia zdarzeń w przedziale czasu. Dane są grupowane w przedziałach o krańcach równej rozpiętości  $[\tau_j, \tau_{j+1})$ ,  $j = 0, 1, \dots, J$ . Przyjmuje się oznaczenia:  $d_j$  – liczba jednostek doznających wydarzenia w  $j$ -tym przedziale,  $n_j$  – liczba jednostek dożywających początku  $j$ -tego przedziału (populacja wystawiona na ryzyko doznania wydarzenia w tym przedziale), przy czym  $n_j = n_{j-1} - d_{j-1}$ . Wartości funkcji przeżycia  $\hat{G}_j$  oraz funkcji hazardu  $\hat{h}_j$  dla  $j$ -tego przedziału ustala się zgodnie ze wzorami [StataCorp. 2007]:

$$\hat{G}_j = \prod_{k=0}^{j-1} \left( \frac{n_k - d_k}{n_k} \right) \quad \text{oraz} \quad \hat{h}_j = \frac{d_j}{(n_j - d_j/2)(\tau_{j+1} - \tau_j)}. \quad (9)$$

## WYNIKI ESTYMACJI MODELU ZALEŻNYCH RYZYK KONKURENCYJNYCH

Wykorzystane dane empiryczne pochodziły z badania retrospektywnego „Biografie Zawodowe, Rodzinne i Edukacyjne” przeprowadzonego przez Instytut Statystyki i Demografii SGH w 2006 roku. W badaniu zbierano szczegółowe informacje na temat historii edukacyjnych, rodzinnych, migracyjnych oraz zawodowych respondentów z dokładnością co do miesiąca i roku wydarzenia. Badaniem objęto 3005 kobiet urodzonych w latach 1966-1981, czyli kobiet, które w roku 2006 miały ukończone od 25 do 40 lat. Wyłoniona na potrzeby analiz prezentowanych w niniejszej pracy podpróba liczyła 1166 zamężnych i pracujących kobiet. Zanotowały one w swojej małżeńskiej biografii wydarzenia albo tylko z kariery rodzinnej (417 kobiet urodziło pierwsze dziecko), albo tylko z zawodowej (22 kobiety przerwały ciągłość zatrudnienia), albo z obu karier naraz (zarówno narodziny potomstwa, jak i przerwanie zatrudnienia doświadczyło 727 kobiet). Dostępne w bazie informacje dotyczyły m.in. terminów takich zdarzeń, jak zawarcie związku małżeńskiego, narodziny pierwszego dziecka, utrata pracy. Wszystkie spośród wybranych kobiet zawarły związek małżeński i na początku trwania małżeństwa były zatrudnione. Przeciętny czas zatrudnienia

(niekoniecznie u jednego pracodawcy) wyniósł 30,62 miesiące, zaś przeciętny czas oczekiwania na potomstwo to 18,66 miesięcy.

W pierwszej kolejności w oparciu o brzegowe funkcje przeżycia wyznaczono wartości funkcji hazardu  $h_1(t_j)$  dla urodzeń dziecka, a następnie wartości funkcji hazardu  $h_2(t_j)$  dla przerywania zatrudnienia wśród kobiet realizujących zarówno karierę rodzinną, jak i zawodową (Tab. 1).

Tabela 1. Wartości funkcji przeżycia oraz hazardu dla urodzeń oraz przerywania zatrudnienia wśród kobiet realizujących karierę rodzinną i zawodową

Czas trwania małżeństwa	Urodzenia				Przerwania zatrudnienia			
	Wejście	Wyjście	Funkcja przeżycia	Funkcja hazardu	Wejście	Wyjście	Funkcja przeżycia	Funkcja hazardu
$[\tau_j, \tau_{j+1})$	$n_j$	$d_j$	$G_1(t_j)$	$h_1(t_j)$	$n_j$	$d_j$	$G_2(t_j)$	$h_2(t_j)$
[0,12)	727	356	0,5103	0,0540	727	225	0,6905	0,0305
[12,24)	371	205	0,2283	0,0636	502	223	0,3838	0,0476
[24,36)	166	72	0,1293	0,0462	279	85	0,2669	0,0300
[36,48)	94	44	0,0688	0,0509	194	57	0,1884	0,0287
[48,60)	50	22	0,0385	0,0470	137	38	0,1362	0,0268
[60,72)	28	10	0,0248	0,0362	99	19	0,1100	0,0177
[72,84)	18	4	0,0193	0,0208	80	15	0,0894	0,0172
[84,96)	14	7	0,0096	0,0556	65	21	0,0605	0,0321
[96,108)	7	5	0,0028	0,0926	44	13	0,0426	0,0289
[108,120)	2	1	0,0014	0,0556	31	8	0,0316	0,0247

Źródło: obliczenia własne

Podane w tabeli wielkości  $n_j$  oznaczają liczbę jednostek wchodzących do danego przedziału, natomiast wielkości  $d_j$  – liczbę jednostek doznających wydarzenia w przedziale (odpowiednio liczba kobiet, które rodzą dziecko lub liczba kobiet, które przerywają zatrudnienie). Wartości funkcji przeżycia oraz funkcji hazardu ustalono zgodnie ze wzorami (9). Przykładowo:

$$G_1(t_1) = (727 - 356) / 356 = 0,5103,$$

$$h_1(t_1) = 356 / [(727 - 356 / 2) \cdot 12] = 0,054.$$

Wskaźniki hazardu dla narodzin osiągają wyższe wartości niż odpowiadające im w kolejnych podokresach wskaźniki dla zaprzestania zatrudnienia. Ponadto hazard dla narodzin dziecka wykazuje podwyższony poziom w pierwszych 2 latach oraz po 7 latach od zamążpójścia. Skłonność do przerywania pracy zawodowej była najwyższa w drugim roku po ślubie.

Następnie wyznaczono intensywności urodzeń jako zdarzeń pierwszej oraz drugiej kolejności ( $h_1^i(t)$  dla  $i=1,2$ ) i przerywania zatrudnienia również jako zdarzeń pierwszej oraz drugiej kolejności ( $h_2^i(t)$  dla  $i=1,2$ ) (Tab. 2).

Tabela 2. Wartości funkcji hazardu dla urodzeń i przerwania zatrudnienia jako zdarzeń pierwszej oraz drugiej kolejności wśród kobiet realizujących karierę rodzinną i zawodową

Czas trwania małżeństwa	Zdarzenia pierwszej kolejności					Zdarzenia drugiej kolejności				
	Wejście	Wyjście		Funkcja hazardu		Wejście	Wyjście		Funkcja hazardu	
$[\tau_j, \tau_{j+1})$	$n_j^1$	$d_{1j}^1$	$d_{2j}^1$	$h_1^1(t)$	$h_2^1(t)$	$n_j^2$	$d_{1j}^2$	$d_{2j}^2$	$h_1^2(t)$	$h_2^2(t)$
[0,12)	727	334	54	0,0497	0,0064	727	22	171	0,0026	0,0222
[12,24)	339	168	24	0,0549	0,0061	534	37	199	0,0060	0,0382
[24,36)	147	52	18	0,0358	0,0109	298	20	67	0,0058	0,0211
[36,48)	77	36	4	0,0508	0,0044	211	8	53	0,0032	0,0239
[48,60)	37	15	2	0,0424	0,0046	150	7	36	0,0040	0,0227
[60,72)	20	7	1	0,0354	0,0043	107	3	18	0,0024	0,0153
[72,84)	12	3	1	0,0238	0,0072	86	1	14	0,0010	0,0148
[84,96)	8	3	0	0,0385	0,0000	71	4	21	0,0048	0,0289
[96,108)	5	4	1	0,1111	0,0185	46	1	12	0,0018	0,0250
[108,120)	0	0	0	×	×	33	1	8	0,0026	0,0230

Źródło: obliczenia własne

Tym razem wielkości  $n_j^i$  oznaczają liczbę kobiet wchodzących do przedziału narażonych na ryzyko zdarzenia  $i$ -tej kolejności, natomiast wielkości  $d_{1j}^i$  oraz  $d_{2j}^i$  – liczby kobiet rodzących oraz przerywających zatrudnienie w danym przedziale czasowym jako zdarzenie  $i$ -tej kolejności. Przykładowy rachunek dla drugiej wartości funkcji hazardu dla urodzeń jako zdarzeń 1-jej kolejności wygląda następująco:  $h_1^1(t) = 168 / [(339 - 168 / 2) \cdot 12] = 0,0549$ .

Z zestawienia wskaźników hazardu dla pierwszych urodzeń i pierwszych przerwania zatrudnienia wynika, że występują pomiędzy tymi wskaźnikami znaczące różnice. Dla wydarzeń pierwszej kolejności intensywność urodzeń jest we wszystkich analizowanych podokresach większa niż intensywność zaprzestania zatrudnienia ( $h_1^1(t) > h_2^1(t)$  dla każdego  $t$ ). Dla wydarzeń drugiej kolejności sytuacja jest odmienna: intensywność urodzeń zaistniałych po przerwaniu zatrudnienia jest mniejsza niż intensywność zaprzestania zatrudnienia następującego po narodzinach dziecka ( $h_1^2(t) < h_2^2(t)$  dla każdego  $t$ ). Porównując ze sobą wyniki przedstawione w Tab. 1 i Tab. 2 można wysunąć wniosek o występowaniu współzależności zdarzeń z kariery rodzinnej i zawodowej (ponieważ  $h_1^1(t) \neq h_1^2(t) \neq h_1(t_1)$  oraz  $h_2^1(t) \neq h_2^2(t) \neq h_2(t_2)$ ).

Aby porównać intensywności występowania zdarzeń w grupach kobiet doświadczających tylko jednego zdarzenia lub obu zdarzeń łącznie, wyznaczono



dotatkowo wartości funkcji hazardu dla urodzeń  $\bar{h}_1(u_j)$  oraz dla przerwania zatrudnienia  $\bar{h}_2(u_j)$  dla kobiet realizujących tylko jedną karierę (Tab. 3).

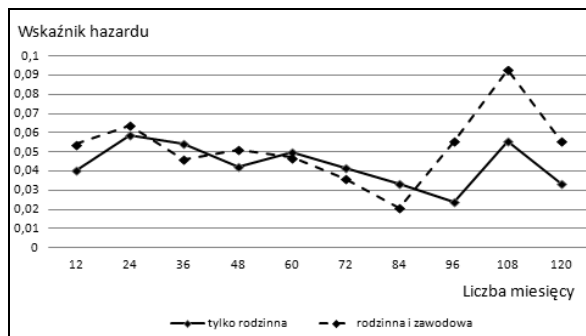
Tabela 3. Wartości funkcji przeżycia oraz hazardu dla urodzeń oraz przerwania zatrudnienia wśród kobiet realizujących tylko jedną karierę (rodzinną lub zawodową)

Czas trwania małżeństwa	Urodzenia				Przerwania zatrudnienia			
	Wejście	Wyjście	Funkcja przeżycia	Funkcja hazardu	Wejście	Wyjście	Funkcja przeżycia	Funkcja hazardu
$[\tau_j, \tau_{j+1})$	$n_{1j}$	$d_{1j}$	$G_1(u_j)$	$\bar{h}_1(u_j)$	$n_{1j}$	$d_{1j}$	$G_2(u_j)$	$\bar{h}_2(u_j)$
[0,12)	417	163	0,6091	0,0405	22	7	0,6818	0,0315
[12,0)	254	132	0,2926	0,0585	15	7	0,3636	0,0507
[24,36)	122	60	0,1487	0,0543	8	1	0,3182	0,0111
[36,48)	62	25	0,0887	0,0421	7	3	0,1818	0,0455
[48,60)	37	17	0,0480	0,0497	4	1	0,1364	0,0238
[60,72)	20	8	0,0288	0,0417	3	0	1,0000	0,0000
[72,84)	12	4	0,0192	0,0333	3	1	0,0909	0,0333
[84,96)	8	2	0,0144	0,0238	2	0	1,0000	0,0000
[96,108)	6	3	0,0072	0,0556	2	1	0,0455	0,0556
[108,120)	3	1	0,0048	0,0333	1	0	1,0000	0,0000

Źródło: obliczenia własne

Dla kariery rodzinnej otrzymane wyniki w zestawieniu z uzyskanymi poprzednio (Tab. 1) zaprezentowano graficznie (Rys. 1).

Rysunek 1. Intensywność urodzeń dla kobiet realizujących kariery: tylko rodzinną, rodzinną i zawodową



Źródło: obliczenia własne

Można zauważyć, że intensywność urodzeń jest wyższa w dwóch pierwszych oraz po siódmym roku trwania małżeństwa dla kobiet, które doświadczają obu karier, w porównaniu z intensywnością urodzeń u kobiet realizujących tylko karierę rodzinną. Ze względu na małą liczbę obserwacji dla kobiet realizujących tylko karierę zawodową podobna analiza jest utrudniona.

Wyniki zamieszczone w Tab. 4 dają informację o poziomie stałej w przedziałach czasu zależności pomiędzy czasami oczekiwania.

Tabela 4. Relacje wartości wybranych funkcji hazardu dla grup kobiet z jedną i dwiema karierami

Czas trwania małżeństwa	$\frac{T_1}{T_2} = \frac{h_2(t_j)}{h_1(t_j)}$	$\frac{h_2^1(t_j)}{h_1^1(t_j)}$	$\frac{h_2^2(t_j)}{h_1^2(t_j)}$	$\frac{\bar{h}_1(u_j)}{h_1(t_j)}$	$\frac{\bar{h}_2(u_j)}{h_2(t_j)}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
[0,12)	0,57	0,13	8,68	0,75	1,03
[12,24)	0,75	0,11	6,38	0,92	1,07
[24,36)	0,65	0,30	3,65	1,18	0,37
[36,48)	0,56	0,09	7,43	0,83	1,58
[48,60)	0,57	0,11	5,71	1,06	0,89
[60,72)	0,49	0,12	6,46	1,15	0,00
[72,84)	0,83	0,30	15,15	1,60	1,93
[84,96)	0,58	0,00	5,99	0,43	0,00
[96,108)	0,31	0,17	13,65	0,60	1,92
[108,120)	0,44	×	8,97	0,60	0,00

Źródło: obliczenia własne

Wartości w kolumnie (2) stanowią obliczenia dla współczynników liniowej zależności funkcyjnej pomiędzy obserwowanymi czasami trwania  $T_1$  oraz  $T_2$  ( $T_1 = aT_2$ ) (np.  $0,57 = h_2(t_1) / h_1(t_1) = 0,0305 / 0,054$ ). Czas upływający do chwili narodzin dziecka jest wyraźnie krótszy od czasu zatrudnienia w późniejszych latach trwania małżeństwa (po 7 roku); dla młodych mężatek podobieństwo analizowanych czasów trwania jest większe. W kolumnach (3) i (4) podano wartości stosunków odpowiednich funkcji hazardu dla zdarzeń 1-ej i 2-ej kolejności.

Wartości współczynników zawartych w kolumnach (5) i (6) niższe od 1 dowodzą wzajemnego przyspieszającego wpływu współwystępujących zdarzeń. Przykładowo: w pierwszym roku trwania małżeństwa czas oczekiwania na dziecko jest krótszy dla kobiet, które realizują obie kariery (czyli rodzą dzieci i przerywają pracę zawodową) niż dla kobiet realizujących tylko karierę rodzinną (ponieważ  $T_1 = 0,75U_1$ ). Podobnie przedstawia się sytuacja w 2, 4, 8, 9 i 10 roku. W latach 3, 5, 6 i 7 oczekiwanie na urodzenie dziecka wydłuża się w grupie kobiet doświadczających zdarzeń z kariery rodzinnej i zawodowej. Niestety analiza dla zdarzeń w ramach kariery zawodowej jest utrudniona ze względu na małą liczbę obserwacji dla kobiet realizujących tylko karierę zawodową.

## PODSUMOWANIE

Analiza dowiodła występowania w badanym okresie współzależności zdarzeń z kariery rodzinnej i kariery zawodowej kobiet. Intensywność dla narodzin dziecka okazała się podwyższona w dwóch pierwszych latach oraz po siedmiu

latach od zamążpójścia, natomiast skłonność do przerywania pracy zawodowej była najwyższa w 2 roku po ślubie. Ponadto intensywność urodzeń była wyższa w dwóch pierwszych oraz po siódmym roku trwania małżeństwa dla kobiet, które doświadczały obu karier, w porównaniu z intensywnością urodzeń u kobiet realizujących tylko karierę rodzinną. Intensywność urodzeń jako zdarzeń pierwszej kolejności była większa niż intensywność zaprzestania zatrudnienia, natomiast dla zdarzeń drugiej kolejności miała miejsce odwrotna relacja. Wśród starszych mężatek zanotowano mniejsze podobieństwo obu analizowanych czasów trwania.

Warto podkreślić, że obserwowany wzrost popularności badań retrospektywnych i panelowych skłania do prowadzenia analiz na poziomie mikro, czyli na poziomie jednostek, przy wykorzystaniu specjalistycznych narzędzi analizy. Wyniki badań zaprezentowane w niniejszym artykule wskazują na walory technik z zakresu analizy historii zdarzeń, dzięki którym staje się możliwe uchwycenie wzajemnych zależności między różnymi procesami.

## BIBLIOGRAFIA

- Becker G. S. (1993) Human capital. A theoretical and empirical analysis with special reference to education. Third edition, The University of Chicago Press, Chicago.
- Blossfeld H. P., Hamerle A., Mayer K. U. (1989) Event history analysis. Statistical theory and application in the social sciences, Lawrence Erlbaum Associates Publishers, Hillsdale, New Jersey.
- Chiang C. D. (1968) Introduction to stochastic process in biostatistics, Willey, New York.
- Coleman J. S. (1990) Foundations of social theory, Cambridge Harvard University Press, Cambridge.
- Courgeau D. (1985) Interaction between spatial mobility, family and career life-cycle: A French survey, European Sociological Review, Vol. 1, nr 2, str. 139 - 162.
- Easterlin R. A. (1978) The economics and sociology of fertility: a synthesis, w: Lilly Ch. (red.) Historical studies of changing fertility, Princeton University Press, Princeton.
- Elandt-Johnson, R.C. (1976) Conditional failure time distributions under competing risk theory with dependent failure times and proportional hazard rates, Scandinavian Actuarial Journal, nr 1, str. 37-51.
- Frątczak E. (1999) Modelowanie cyklu życia jednostki i rodziny. Teoria i praktyka, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Frątczak E., Józwiak J., Paszek B. (1996) Zastosowania analizy historii zdarzeń w demografii, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Hakulinen T. (1977) Net probabilities in the theory of competing risks, Scandinavian Actuarial Journal, str. 65 - 80.
- Loury G. (1977) A dynamic theory of racial income differences, w: Wallace P. A., Le Mund A. (red.) Women, minorities and employment discrimination, Lexington Books, Lexington, Mass.
- Parcel T. L., Menaghan E. G. (1993) Family social capital and children's behavior problems, Social Psychology Quarterly, Vol. 56, nr 2.

- Ptak-Chmielewska A. (2003) Studia trzech karier równoległych w demografii z wykorzystaniem modelu ryzyk konkurencyjnych, *Studia Demograficzne*, nr 2(144), str. 79-97.
- Ptak-Chmielewska A. (2005) Przebieg równoległych karier kobiet w Polsce w okresie poprzedzającym transformację systemową w świetle badań retrospektywnych z 1988 i 1991 roku. Wykorzystanie modeli parametrycznych i semiparametrycznych, *Studia Demograficzne*, nr 1(147), str. 72-103.
- StataCorp. (2007) Stata statistical software: release 10, College Station.
- Stone W., Hughes J. (2002) Social capital. Empirical meaning and measurement validity, Research Paper No. 27, June 2002, Australian Institute of Family Studies, Melbourne.
- Van de Kaa D. J. (1987) Europe's second demographic transition, *Population Bulletin*, nr 42(1), str. 3-24.
- Willekens F. (1989) Understanding the interdependence between parallel careers, Paper presented at the Workshop "Female Labor Market Behaviour and Fertility: Preferences, Restrictions, Behaviour", 20-22 April, NIDI, The Hague.

#### **PARALLEL CAREERS ANALYSIS USING A NONPARAMETRIC COMPETING RISKS MODEL**

**Abstract:** The subjects of the study are two parallel careers influencing each other: family and occupational careers. We analyzed data collected from a retrospective survey "Family, Occupational and Educational Biographies", conducted by the Institute of Statistics and Demography, Warsaw School of Economics in 2006. The data related to the events recorded in the biographies of economically active young married women. The nonparametric model for dependent competing risks was used.

**Keywords:** nonparametric competing risks model, parallel careers, dependent risks