

**Paweł Ulman**

Uniwersytet Ekonomiczny w Krakowie

## **ANALIZA PRZYCZYN I CZASU POZOSTAWANIA NA BEZROBOCIU**

### **1. Wstęp**

W przestrzeni społecznej, a co za tym idzie – w obszarze zainteresowania nauki, zjawisko bezrobocia w Polsce pojawiło się wraz z upadkiem socjalistycznego sposobu zarządzania gospodarką. Odrzucenie ideologicznych barier, które narzucał ustrój socjalistyczny, spowodowało wiele korzystnych zmian, przede wszystkim strukturalnych, w polskim systemie gospodarczym, których kosztem (nie jedynym) okazało się zjawisko bezrobocia. Tematyka jego rozpatrywana jest przez wiele dziedzin naukowych w różnych aspektach i przy zastosowaniu różnych podejść badawczych. Zasadniczo na problem bezrobocia można spojrzeć w kontekście jego zaistnienia dla danej osoby oraz w kontekście czasu jego trwania. Zwłaszcza ten drugi obszar badania jest szczególnie interesujący ze względu na wielce niekorzystne skutki społeczne i gospodarcze długotrwałego przebywania na bezrobociu poszczególnych osób.

W niniejszym opracowaniu spojrzymy na problem bezrobocia od strony ekonomicznej, stosując statystyczne metody analizy. Celem pracy jest przede wszystkim analiza przyczyn (czynników) pozostawania bez pracy w kontekście bycia bezrobotnym oraz w kontekście czasu pozostawania na bezrobociu, przy czym analizie zostaną poddane czynniki odnoszące się przede wszystkim do charakterystyk osoby w przeszłości lub aktualnie bezrobotnej. Można postawić przede wszystkim hipotezę, że czynniki takie istnieją i że w obydwu aspektach analizy są jednakowe co do treści, jednak ich oddziaływanie wynikające ze zmian charakterystyk badanych osób co do skutków (pozytywnych bądź negatywnych) nie musi być jednakowe. Na przykład spodziewamy się, że wyższy poziom wykształcenia danej osoby przyniesie pozytywny skutek w postaci mniejszej szansy utraty przez nią pracy, a jeśli już się to wydarzy, to oczekujemy, że relatywnie szybciej znajdzie ona nowe zatrudnienie, czyli krócej będzie przebywać na bezrobociu. W tym przypadku wyższy poziom wykształcenia powoduje jednakowo pozytywnie oceniane skutki w obydwu aspektach analizy.

W kolejnej części pracy przedstawione zostaną pokrótce zarówno dane statystyczne, jak i metody wykorzystane dla weryfikacji powyższych hipotez. Następnie pokażemy empiryczne wyniki zastosowanych metod badawczych. Pracę zwieńczymy zakończeniem.

## 2. Metoda analizy i wykorzystane dane statystyczne

W celu identyfikacji czynników mających wpływ na pojawienie się stanu bezrobocia w przypadku danej osoby można zastosować jeden z modeli dla prawdopodobieństwa. Najbardziej popularnymi w zastosowaniach są modele: probitowy lub logitowy. Są to oczywiście modele dla obserwowalnej zero-jedynkowej zmiennej zależnej reprezentującej nieobserwowalną zmienną ciągłą. Różnica między modelem logitowym a probitowym wynika z założeń, jakie czyni się odnośnie do składnika losowego w odpowiednim modelu regresji. Jeśli składnik ten ma rozkład logistyczny, to mówimy wtedy o modelu logitowym, natomiast jeśli rozkład składnika losowego jest normalny, to mamy do czynienia z modelem probitowym. Od strony praktycznego wykorzystania omawianych modeli nie ma między nimi istotnych różnic<sup>1</sup>. Procedura estymacyjna jest również jednakowa i została zaimplementowana w wielu pakietach statystycznych i ekonometrycznych<sup>2</sup>.

Nieco więcej uwagi poświęcimy metodom i modelom analizy czasu trwania zjawiska, jakim jest bezrobocie. Metody te możemy podzielić na nieparametryczne, parametryczne i semiparametryczne. Do nieparametrycznych zaliczamy przede wszystkim tablice trwania życia, ale również metody standaryzacji oraz metody ryzyka konkurencyjnego [Frątczak i in. 2005 s. 61]. O modelach parametrycznych dla zmiennej losowej  $T$  (czas trwania) mówimy, gdy określona jest postać analityczna gęstości rozkładu prawdopodobieństwa. Poszukiwanie (założenie) tej postaci nie zawsze jest proste, co skłoniło wielu badaczy do zainteresowania się modelami semiparametrycznymi stosowanymi w celu analizy zjawisk i procesów społecznych. Przydatność tych modeli i zakres zastosowań jest zdecydowanie większy niż modeli parametrycznych. Ponadto przejście z modelu semiparametrycznego na parametryczny jest jedynie kwestią wyboru formy funkcyjnej dla składnika niewyspecyfikowanego parametrycznie w modelu semiparametrycznym. Przedstawione powyżej zalety modeli semiparametrycznych skłaniają do ich wykorzystania w badaniu determinant czasu pozostawania na bezrobociu. Naszą uwagę krótko skupimy na modelu proporcjonalnego hazardu Coksa.

---

<sup>1</sup> Wyniki estymacji modeli logitowego i probitowego są bardzo podobne tak, że można określić odpowiednie współczynniki korygujące doprowadzające do porównywalności oceny odpowiednich parametrów (por. [Maddala 2006, s. 373]).

<sup>2</sup> Estymacji modeli z zero-jedynkową zmienną zależną dokonuje się najczęściej za pomocą MNW. Jest ona szeroko omawiana w literaturze. Z tego powodu pominiemy tutaj omawianie tej problematyki, odsyłając zainteresowanych do prac [Maddala 2006, s. 371-373; Maddala, 1994, s. 22-27; Green 1993, s. 643-655].

Wzór wyprowadzony przez Coksa modeluje wskaźnik hazardu<sup>3</sup> następująco:

$$\lambda(t|x_1, x_2, \dots, x_k) = \lambda_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k), \quad (1)$$

gdzie:  $\lambda_0(t)$  jest niewyspecyfikowaną parametrycznie funkcją czasu  $t^4$ , natomiast  $\exp(\cdot)$  jest wyspecyfikowaną funkcją wykładniczą z nieznanymi współczynnikami  $\beta_1, \dots, \beta_k$ . Postać (1) modelu pozwala na badanie wpływu jednocześnie kilku zmiennych na czas znajdowania pracy. Zmienne te mogą być typu ciągłego lub kategoryjnego. W modelu tym można także uwzględnić zmienne zależne od czasu<sup>5</sup>. W celu estymacji parametrów modelu (1) stosuje się metodę częściowej wiarygodności<sup>6</sup>.

Przedstawione powyżej metody analizy wymagają danych na temat sytuacji osoby na rynku pracy (czy jest ona bezrobotna czy nie) oraz okresu pozostawania na bezrobociu w określonym przedziale czasu. Pierwszy typ informacji jest łatwiejszy do uzyskania, np. w ramach badania przez GUS aktywności ekonomicznej ludności czy budżetów gospodarstw domowych. Informacje dotyczące czasu pozostawania na bezrobociu są rzadziej spotykane. Wymagają one badania retrospektywnego lub permanentnej obserwacji. Łatwiej jest oczywiście przeprowadzić badanie retrospektywne i z wyników takiego badania skorzystamy w niniejszym opracowaniu. Odpowiednie informacje zostaną zaczerpnięte z bazy danych zebranych na potrzeby badań z cyklu *Diagnoza społeczna*<sup>7</sup>. Zbiory danych zawierają informacje na temat zarówno badanych gospodarstw, jak i ich członków. Zebrano m.in. dane na temat aktywności ekonomicznej członków gospodarstw domowych w wieku 15 lat i więcej według metodologii BAEL<sup>8</sup>. Zbiory danych pochodzą z czterech lat: 2000, 2003, 2005 oraz 2007. Część gospodarstw domowych, a więc i osób, uczestniczyła we wszystkich lub kilku edycjach badania, co pozwoliło na retrospekcję w dłuższym przedziale czasu niż ostatnie dwa lata (od poprzedniego badania).

### 3. Wyniki empiryczne

Jak wcześniej wspomniano, definicję osoby bezrobotnej i osoby pracującej, a więc aktywnej oraz biernej zawodowo, przyjęto za BAEL<sup>9</sup>. Skorzystano ze zbioru danych z

<sup>3</sup> Wskaźnik (funkcja) hazardu wyraża u nas intensywność przejścia ze stanu bezrobocia do stanu posiadania pracy w nieskończenie małym przedziale czasu ( $t; t + \Delta t$ ), zakładając, że przejście to nie nastąpiło przed początkiem tego przedziału (por. [Mazurek 2000, s. 150]).

<sup>4</sup> W literaturze anglosaskiej funkcja określana jest jako *baseline hazard* i nie może przyjmować wartości ujemnych. Interpretuje się ją jako funkcję hazardu w przypadku, gdy wszystkie zmienne  $x_1, \dots, x_k$  przyjmują wartość zero.

<sup>5</sup> Mówimy wtedy o modelu nieproporcjonalnych hazardów (zob. [Frątczak i in. 2005, s. 118]).

<sup>6</sup> Metodę tę zaproponował Cox w pracach z lat 1972 i 1975.

<sup>7</sup> Opis tego cyklu badań można znaleźć w [Czapiński, Panek 2007, s. 13-15].

<sup>8</sup> Badanie aktywności ekonomicznej ludności w Polsce przeprowadzane jest od maja 1992 r. przez GUS.

<sup>9</sup> Z powodu ograniczonej objętości pracy nie przytaczamy tutaj tych definicji; można je znaleźć np. w [Aktywność ekonomiczna... 2008, s. 16-18].

2007 r., który zawierał 18 021 obserwacji osób badanych kolejny oraz pierwszy raz w tym roku. Spośród tych osób 12 792 osoby były w wieku 15 lat i więcej. 7950 osób było aktywnych zawodowo (875 osób bezrobotnych oraz 7075 pracujących). W celu identyfikacji czynników determinujących pozostawanie na bezrobociu w momencie badania skonstruowano zmienną zero-jedynkową (zmienną objaśnianą), gdzie jedynką oznaczono osobę bezrobotną. Za zmienne objaśniające przyjęto: płeć (0 – kobieta, 1 – mężczyzna); stan cywilny (0 – stan wolny; 1 – zamężna/zonaty); poziom wykształcenia (1 – co najwyżej gimnazjalne, 2 – zasadnicze zawodowe, 3 – średnie ogólne, 4 – średnie zawodowe, 5 – wyższe); niepełnosprawność (0 – osoba sprawna, 1 – osoba niepełnosprawna); klasę miejscowości (1 – miasta o liczbie ludności pow. 500 tys., 2 – od 200 do 500 tys., 3 – od 100 do 200 tys., 4 – od 20 do 100 tys., 5 – poniżej 20 tys. ludności, 6 – wieś); wiek oraz język obcy (czy osoba zna jakiś język obcy). Ostateczne wyniki estymacji modelu logitowego przedstawiono w tab. 1 i 2.

Tabela 1. Wyniki estymacji modelu logitowego – model 1

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	<i>t</i> (7942)	<i>p-value</i>
Wyraz wolny	0,5915	0,2019	2,9296	0,0034
Płeć	-0,8135	0,0770	-10,5643	0,0000
Stan cywilny	-0,6372	0,0815	-7,8158	0,0000
Wykształcenie	-0,3771	0,0331	-11,3813	0,0000
Niepełnosprawność	0,6953	0,1629	4,2678	0,0000
Klasa miejscowości	0,0236	0,0231	1,0209	0,3073
Wiek	-0,0247	0,0035	-7,0074	0,0000
Język obcy	-0,2815	0,0847	-3,3230	0,0009

Źródło: obliczenia własne;  $\chi^2 = 461,87$ ; ( $p = 0,0000$ ).

W większości oceny parametrów są statystycznie istotnie różne od zera. Dodatnie ich wartości zwiększają szansę zaistnienia bezrobocia przy założeniu zwiększenia się wartości danej zmiennej (reprezentującej daną cechę badanych osób). Innymi słowy, mniejszą szansę na bezrobocie mają mężczyźni, osoby zamężne lub żonate, osoby lepiej wykształcone, osoby sprawne, osoby starsze oraz znające język obcy<sup>10</sup>. Zwróćmy uwagę, że powyższy model wskazuje na nieistotny wpływ klasy miejscowości na badane prawdopodobieństwo. Może to wynikać z typu zmiennej „Klasa miejscowości” ujmującej zbyt kompleksowo wpływ wielkości miejscowości zamieszkania badanej osoby na szansę bycia bezrobotnym. W celu wyeliminowania tej wady dwie zmienne dotyczące klasy miejscowości oraz wykształcenia rozbijemy na zmienne zero-jedynkowe identyfikujące poszczególne klasy miejscowości zamieszkania badanych osób oraz poszczególne poziomy wykształcenia. Założymy, że „wieś” jest klasą miejscowości będącą bazą odniesienia dla pozostałych typów miejscowości, a w przypadku wykształcenia bazą odniesie-

<sup>10</sup> Prawidłowa interpretacja poszczególnych ocen parametrów powinna być odnoszona do sytuacji, gdy pozostałe czynniki zostają ustalone. Interpretując więc kolejne wyniki estymacji, przyjmujemy, że ustalamy pozostałe czynniki, nie przywołując tego faktu każdorazowo.

nia będzie poziom co najwyżej gimnazjalny. W takim układzie zmiennych objaśniających ostatecznie uzyskane wyniki estymacji modelu dla prawdopodobieństwa zaistnienia bezrobocia zaprezentowano w tab. 2.

Tabela 2. Wyniki estymacji modelu logitowego – model 2

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	<i>t</i> (7942)	<i>p-value</i>
Wyraz wolny	-0,0497	0,1396	-0,3560	0,7218
Płeć	-0,8348	0,0778	-10,7258	0,0000
Stan cywilny	-0,6672	0,0815	-8,1856	0,0000
Niepełnosprawność	0,7309	0,1624	4,4995	0,0000
Wiek	-0,0248	0,0036	-6,8443	0,0000
Język obcy	-0,3193	0,0839	-3,8055	0,0001
Wyksz. średnie	-0,5223	0,0863	-6,0553	0,0000
Wyksz. wyższe	-1,8759	0,1591	-11,7931	0,0000
Duże miasta	0,3468	0,0762	4,5526	0,0000

Źródło: obliczenia własne;  $\chi^2 = 515,79$ ; ( $p = 0,0000$ ).

Zastosowanie zespołu zmiennych zero-jedynkowych dla wykształcenia i miejsca zamieszkania badanych osób wykazało, że mieszkańcy dużych miast (o liczbie mieszkańców pow. 500 tys.) mają relatywnie większą szansę doświadczenia bezrobocia niż mieszkańcy innych miejscowości. Taka sytuacja jest oczekiwana w kontekście faktu identyfikacji bezrobotnych na podstawie definicji według BAEL, która za osobę pracującą (a więc nie bezrobotną) uznaje m.in. każdego, kto w badanym tygodniu pomagał nieodpłatnie w rodzinnej działalności gospodarczej lub w prowadzeniu rodzinnego gospodarstwa rolnego. Taka sytuacja częściej dotyczy wsi i małych miast niż dużych aglomeracji, co znajduje odzwierciedlenie w interpretowanym modelu. Zgodnie z oczekiwaniem im wyższy poziom wykształcenia uzyskała dana osoba, tym mniejszą ma ona szansę na bezrobocie. Zdecydowanie wykształcenie wyższe obniża prawdopodobieństwo takiej sytuacji w porównaniu z osobami z wykształceniem co najwyżej zasadniczym zawodowym.

W dalszej części opracowania dokonano przeglądu wyników modelowania – za pomocą modelu proporcjonalnego hazardu Coksa – odnośnie do szansy natychmiastowego wyjścia ze stanu bezrobocia. W tym przypadku badana zbiorowość osób zmienia się na osoby takie, które w badanym okresie doświadczyły bezrobocia przez pewien (znany) czas, a w momencie badania były osobami pracującymi lub osobami bezrobotnymi od pewnego (także znanego) czasu. W praktyce badaniu poddano 1598 osób, spośród których w momencie badania 754 uznano za bezrobotne<sup>11</sup>. Informacje dla takich osób traktujemy jako dane ucięte co do czasu trwania bezrobocia. Za zmienne objaśniające w modelu Coksa przyjęto te same zmienne co w modelu logitowym powyżej. Również podobnie jak wyżej uzyskano wyni-

<sup>11</sup> Podana tutaj liczba bezrobotnych jest różna od wcześniej prezentowanej w modelu logitowym. Różnica ta wynika z braków informacji na temat czasu pozostawania niektórych osób na bezrobociu lub wartości czasu równej 0 miesięcy, jeśli ktoś krótko przebywał na bezrobociu w chwili badania.

ki oszacowania modelu hazardu proporcjonalnego w dwóch podejściach. Tabela 3 prezentuje wyniki tego drugiego podejścia do estymacji modelu Coksa.

Tabela 3. Wyniki estymacji modelu hazardu proporcjonalnego Coksa

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Wartość $t$	Wykładnik	Statystyka Walda	$p$ -value
Płeć	0,7708	0,0728	10,5876	2,1615	112,0965	0,0000
Stan cywilny	0,3180	0,0792	4,0138	1,3743	16,1103	0,0001
Niepełnosprawność	-0,4899	0,2243	-2,1835	0,6127	4,7676	0,0290
Wiek	-0,0215	0,0037	-5,8228	0,9787	33,9051	0,0000
Język obcy	0,2361	0,0817	2,8895	1,2663	8,3490	0,0039
Wykształcenie średnie	0,1724	0,0835	2,0658	1,1881	4,2675	0,0389
Wykształcenie wyższe	0,6505	0,1146	5,6769	1,9164	32,2272	0,0000

Źródło: obliczenia własne;  $\chi^2 = 208,05$  ( $p = 0,0000$ ).

Wszystkie zmienne oprócz tych odnoszących się do klasy miejscowości zamieszkania respondenta okazały się istotnymi czynnikami powodującymi zróżnicowanie czasu trwania bezrobocia. Interpretując ich wpływ, należy zwrócić uwagę na kolumnę w tab. 3 oznaczoną jako „Wykładnik”. Pozwala ona szybko zorientować się w szansach wyjścia z bezrobocia poszczególnych grup osób. Mianowicie mężczyźni mają 2,16 razy większą szansę znalezienia pracy niż kobiety; kobiety zamężne oraz mężczyźni żonaci mają 1,37 razy większą szansę natychmiastowego wyjścia z bezrobocia niż osoby stanu wolnego. Zwróćmy uwagę, że sytuacja osób niepełnosprawnych na rynku pracy jest gorsza niż osób sprawnych. Okazuje się, że łatwiej takiej osobie stracić pracę (wyniki modelu logitowego) i ma ona mniejszą szansę wyjścia ze stanu bezrobocia – osoba pełnosprawna ma 1,63 razy większą szansę wyjścia z bezrobocia<sup>12</sup>. Osoby starsze mają mniejszą szansę znalezienia pracy – młodszy o 10 lat mają 1,24 razy większą szansę wyjścia ze stanu bezrobocia. Znajomość języków oraz wykształcenie dają także większe szanse na znalezienie pracy. Jest to szczególnie widoczne w przypadku osób z wyższym wykształceniem w porównaniu z osobami z wykształceniem co najwyżej zasadniczym zawodowym.

Podsumowując, większość charakterystyk osób w jednakowy sposób wskazuje na ich sytuację na rynku pracy zarówno w aspekcie szans na doświadczenie stanu bezrobocia, jak i w aspekcie szans na jego opuszczenie. Jedynie wiek osoby działa przeciwnie – im starsza bowiem osoba, tym mniejszą ma szansę zostać bezrobotną, ale jeśli już utraci pracę, to trudniej jej opuścić stan bezrobocia.

<sup>12</sup> W modelu porównujemy osoby niepełnosprawne w stosunku do osób sprawnych. W tym przypadku o szansach tych pierwszych w stosunku do drugich mówi  $\exp(-0,4889) = 0,6127$ . Jeśli jednak zmienimy kierunek porównywania, to o szansach osób sprawnych w odniesieniu do niepełnosprawnych mówi  $\exp(0,4889) = 1,63$ .

Założenie proporcjonalności w modelu hazardu Coksa sprowadza się do tego, że dla dwóch obserwacji o różnych wartościach dla zmiennych niezależnych stosunek funkcji nie zależy od czasu. Założenie to można testować, wprowadzając do modelu zmienne zależne od czasu. W niniejszym badaniu utworzono dla każdej zmiennej objaśniającej jej odpowiednik zależny od czasu. Na przykład dla zmiennej „płeć” utworzono zmienną „płeć\_czas” według formuły<sup>13</sup>  $płeć * (\ln(t) - 2,32)$ . Brak statystycznej istotności parametru przy takiej zmiennej sugeruje utrzymanie założenia proporcjonalności ze względu na tę charakterystykę badanych osób. Wprowadzenie do modelu kolejnych zmiennych zależnych od czasu trwania pozwoliło utrzymać założenie proporcjonalności hazardu w przypadku każdej zmiennej objaśniającej. Z powodu ograniczonej objętości pracy szczegółowe wyniki nie zostaną zaprezentowane.

Na koniec przejrzymy wyniki zawarte w tab. 4. Przedstawia ona macierz przejścia między stanowiskami pracy przed okresem bezrobocia i po okresie bezrobocia. Jedynym mankamentem uzyskanych wyników jest to, że próba jest niezbyt liczna i wynosi 205 obserwacji, co sugeruje ostrożność w interpretacji tych prawdopodobieństw przejścia, dla których wskaźnik struktury przed okresem bezrobocia jest niski<sup>14</sup>. Wartości w wierszach oznaczają procent osób, które po okresie

Tabela 4. Macierz przejścia między stanowiskami przed okresem bezrobocia i po okresie bezrobocia

Stanowisko przed okresem bezrobocia	Stanowisko po okresie bezrobocia									Struktura przed okresem bezrobocia
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	
1	0,00	51,76	0,00	48,24	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00
2	0,00	36,91	0,00	0,00	0,00	14,32	39,69	9,09	0,00	3,96
3	0,00	0,00	0,00	31,09	13,36	7,86	16,30	19,56	11,83	5,06
4	0,00	6,84	11,90	19,41	20,43	7,74	21,41	5,01	7,27	9,92
5	0,00	5,41	7,43	0,00	60,00	4,37	5,07	2,19	15,53	16,91
6	0,00	0,00	0,00	12,00	0,00	27,46	11,05	0,00	49,49	4,10
7	1,83	0,00	1,19	0,00	1,22	9,38	70,27	7,78	8,32	29,53
8	3,37	0,00	0,00	4,13	13,58	6,54	29,42	25,58	17,40	11,80
9	0,00	0,00	0,00	5,79	21,66	7,28	30,13	2,32	32,82	17,72
Struktura po okresie bezrobocia	0,94	3,57	2,79	5,98	18,65	8,43	35,39	7,94	16,30	100,00

Objaśnienia: 1 – wyżsi urzędnicy i kierownicy; 2 – specjaliści; 3 – technicy i inny średni personel; 4 – pracownicy biurowi; 5 – pracownicy usług osobistych i sprzedawcy; 6 – rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy; 7 – robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy; 8 – operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń; 9 – pracownicy przy pracach prostych.

Źródło: opracowanie własne ( $n = 205$ ).

<sup>13</sup> Wartość 2,32 została zastosowana jedynie w celu skalowania. Jest ona średnią logarytmów czasu trwania bezrobocia obserwowanych dla badanych osób.

<sup>14</sup> Zaznaczyć należy, że wszystkie wyniki w niniejszej pracy zostały uzyskane przy zastosowaniu odpowiednich wag opracowanych na potrzeby badania *Diagnoza społeczna*. Wagi te są stosowane dla uzyskania reprezentatywności próby badawczej.

bezrobocia znalazły pracę na stanowisku oznaczonym w główce tabeli, a przed okresem bezrobocia pracowały na stanowisku oznaczonym w boczku tabeli. Na głównej przekątnej macierzy obserwujemy procent osób, które nie zmieniły stanowiska pracy po okresie bezrobocia. W największym stopniu taka sytuacja dotyczy osób pracujących na stanowiskach oznaczonych jako 5 oraz 7. Ogólnie można powiedzieć, że obserwujemy znaczną mobilność między stanowiskami po okresie bezrobocia. Indeks Bartholomewa<sup>15</sup> przyjmuje wartość 0,178, co w praktyce nie jest niską wartością. Jeśli tę wartość rozbijemy na mobilność ku awansowi (przejścia zaznaczone poniżej głównej przekątnej) i ku degradacji (przejścia nad główną przekątną), to można zauważyć przewagę mobilności ku degradacji (indeks ku degradacji wynosi 0,0945, a ku awansowi 0,0836). Pokazuje to, że osoby bezrobotne godzą się rozpocząć pracę na niższych w hierarchii stanowiskach w stosunku do okresu przed bezrobociem. Wyniki prezentowane w tab. 4 są o tyle specyficzne, że dotyczą osób, które doświadczyły bezrobocia. Nie należy się więc spodziewać dużego udziału pracowników zatrudnianych na wysokich w hierarchii stanowiskach, co przenosi się na niską liczebność zbiorowości tych osób.

#### 4. Zakończenie

Podsumowując wyniki analizy problemu bezrobocia w obu aspektach, można zauważyć podobieństwo (poza wiekiem osoby) oddziaływania badanych czynników na sytuację osób na rynku pracy. To oddziaływanie wychodzi poza problem bezrobocia i dotyczy również kształtowania się płac<sup>16</sup>. Podobnie jak w przypadku bezrobocia sytuacja płacowa jest lepsza w przypadku mężczyzn, osób starszych, niebędących stanu wolnego, pełnosprawnych, znających języki oraz lepiej wykształconych. Istnieją więc czynniki, które determinują całościową sytuację osób na rynku pracy w jednakowy sposób co do kierunku oddziaływania, chociaż można się zastanawiać, dlaczego kobiety, które pracują za niższe płace niż mężczyźni na tych samych stanowiskach, mają większy problem ze znalezieniem zatrudnienia. Odpowiedź oczywiście nie jest jednoznaczna, a ponadto w części należy do obszaru nauk socjologicznych i psychologicznych.

#### Literatura

- Aktywność ekonomiczna ludności Polski. IV kwartał 2007* (2008), GUS, Warszawa.  
*Analiza kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji* (1999), red. S.M. Kot, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa-Kraków.  
Czapiński J., Panek T. (2007), *Diagnoza społeczna 2007. Warunki i jakość życia Polaków*, Vizja Press&It, Warszawa.

<sup>15</sup> Odpowiednie formuły i zastosowanie indeksu Bartholomewa można znaleźć w [*Analiza...* 1999, s. 247-249].

<sup>16</sup> Na temat wyników modelowania płac w Polsce można znaleźć w [*Analiza...* 1999].



- Frątczak E., Gach-Ciepała U., Babiker H. (2005), *Analiza historii zdarzeń. Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań*, SGH w Warszawie, Warszawa.
- Green W.H. (1993), *Econometric Analysis*, Prentice-Hall International, Inc., 2<sup>nd</sup> edition.
- Maddala G.S. (1994), *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*, Cambridge University Press.
- Maddala G.S. (2006), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Mazurek E. (2000), *Analiza czasu trwania bezrobocia*, „Materiały z XXXV Konferencji Statystyków, Ekonometryków i Matematyków Polski Południowej, Osieczany 23-25.03.1999”, AE, Kraków.

## THE ANALYSIS OF THE DETERMINANTS AND DURATION OF UNEMPLOYMENT

### Summary

The paper presents the results of the analysis of unemployment in Poland in the context of two facts: unemployment experience and unemployment duration. The logit model was used to identify the determinants which may influence the probability of being unemployed, whereas the Cox proportional hazard model was used in the analysis of unemployment duration. Statistical data was taken from statistical database which had been created in 2007 for the research for *Social Diagnosis series*. The results indicate the universality of some common characteristics of the unemployed, which determine their situation in the labour market, but the influence of these factors does not necessarily have to be the same in both areas of the analysis carried out.