

Beata Bieszk-Stolorz*

Uniwersytet Szczeciński

MODEL NIEPROPORCJONALNEGO HAZARDU COXA W OCENIE POZIOMU DEPREKJACJI KAPITAŁU LUDZKIEGO

Streszczenie

W artykule zaproponowano ocenę poziomu deprecjacji kapitału ludzkiego przy wykorzystaniu modelu nieproporcjonalnego hazardu Coxa. Analizie poddano osoby bezrobotne wyrejestrowane z Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie 2010 w roku. Zbadano, jak zmieniała się intensywność podejmowania zatrudnienia w zależności od poziomu wykształcenia przed przejściem i po przejściu w stan długotrwałego bezrobocia. Analizę przeprowadzono również w poszczególnych podgrupach płci i wieku. Zmienną objaśniającą w modelu (poziom wykształcenia) zdefiniowano sposobem quasi-eksperymentalnym. Wyznaczone w ten sposób ilorazy hazardu pozwoliły na porównanie szans na szybkie podjęcie zatrudnienia przez osoby z poszczególnych grup wykształcenia w stosunku do średniej szansy wszystkich grup.

Słowa kluczowe: deprecjacja kapitału ludzkiego, model regresji Coxa, iloraz hazardu

* Adres e-mail: stolorz@interia.pl.

Wprowadzenie

Na przełomie lat 50. i 60. XX wieku powstała teoria kapitału ludzkiego. Jej podstawy zostały sformułowane przez T.W. Schulza¹, a w latach 70. została opracowana całościowo przez G.S. Beckera². Współcześnie kapitał ludzki definiuje się jako zasób wiedzy, umiejętności, zdrowia oraz energii witalnej zawarty w społeczeństwie. Zasób ten może powiększać się w drodze inwestycji w człowieka. Priorytetowe miejsce zajmuje tutaj szeroko rozumiane kształcenie. Oczekuje się, że lepiej wykształcone i kompetentne osoby podejmą przedziej właściwe decyzje i są zdolne do lepszej interpretacji różnorodnych informacji³. W wyniku starzenia się pierwotnie nabytej wiedzy zachodzi proces zmniejszania się wartości kapitału ludzkiego. Wzrost bezrobocia prowadzi bowiem do zerwania więzi ze środowiskiem pracy, co skutkuje deprecjacją tego kapitału⁴. Procesowi temu sprzyja szybki postęp techniczny, który powoduje starzenie się nabytej wiedzy i umiejętności, zmniejszając szanse osób bezrobotnych na znalezienie pracy. Są to powody, dla których niektórzy pracodawcy dyskryminują długotrwale bezrobotnych⁵.

Celem artykułu jest ocena poziomu deprecjacji kapitału ludzkiego przy wykorzystaniu modelu nieproporcjonalnego hazardu Coxa. Model ten pozwala na ocenę zmian w intensywności wychodzenia z bezrobocia w zależności od czasu poszukiwania pracy. Intensywność ta jest większa w pierwszych miesiącach trwania bezrobocia, chociaż może ulec pewnemu wyhamowaniu w przypadku otrzymywania wysokich zasiłków. Również przejście w stan długotrwałego bezrobocia może wpłynąć na zmniejszenie szans na szybkie podjęcie zatrudnienia. W badaniu wykorzystano informacje o bezrobotnych wyrejestrowa-

¹ T.W. Schultz, *Investment in Human Capital*, „American Economic Review” 1961, no. 1; *idem*, *Reflection on Investment in Man*, „Journal of Political Economy” 1958, no. 4; *idem*, *The Economic Value of Education*, Columbia University Press, New York 1963; *idem*, *The Rate of Return in Allocating Investment Resources to Education*, „Journal of Human Resources” 1967, no. 2.

² G.S. Becker, *Human Capital*, NBER, New York 1975; *idem*, *The Economic Approach to Human Behavior*, University of Chicago Press, Chicago 1976. Szerzej na temat koncepcji kapitału ludzkiego w pracy: W. Jarecki, *Koncepcja kapitału ludzkiego*, w: „Kapitał ludzki w gospodarce”, red. D. Kopycińska, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Szczecin 2003.

³ *Ibidem*, s. 33.

⁴ E. Kwiatkowski, *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005, s. 209.

⁵ Szerzej na temat deprecjacji kapitału ludzkiego w: A. Giegiel, *Deprecjacja kapitału ludzkiego a efekty histerezy bezrobocia w Polsce*, http://mikroekonomia.net/system/publication_files/235/original/3.pdf?1314948749 (10.06.2013).

nych z Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie w 2010 roku. Porównano wpływ wykształcenia na intensywność względną podejmowania pracy w dwóch grupach osób wyodrębnionych ze względu na czas poszukiwania pracy: do 12 miesięcy i powyżej 12 miesięcy. Analizy dokonano wśród wszystkich osób wyrejestrowanych oraz w podgrupach płci i wieku. Zmienną objaśniającą w modelu (poziom wykształcenia) zdefiniowano sposobem quasi-eksperymentalnym. Wyznaczone w ten sposób ilorazy hazardu pozwoliły na porównanie szans na szybkie podjęcie zatrudnienia przez osoby z poszczególnych grup wykształcenia w stosunku do średniej szansy wszystkich grup.

1. Dane wykorzystane w badaniu

Analizy dokonano w oparciu o indywidualne dane o osobach bezrobotnych pozyskane z Powiatowego Urzędu Pracy w Szczecinie. Zawierają one informacje o czasie przebywania w rejestrze, płci, wieku i poziomie wykształcenia. Łącznie zbadano 17 793 osoby. Podzielono je na sześć grup wykształcenia i pięć grup wieku (tabela 1)⁶.

Tabela 1. Wyodrębnione podgrupy osób bezrobotnych według płci, wykształcenia, wieku

Cecha	Kategoria	Nazwa grupy	Obserwacje	
			pełne	niepełne
1	2	3	4	5
Płeć	mężczyźni	<i>M</i>	3960	6385
	kobiety	<i>K</i>	3475	3973
Wiek (lata)	$\langle 18,25 \rangle$	<i>W</i> ₁	1155	2447
	$\langle 25,35 \rangle$	<i>W</i> ₂	2879	4030
	$\langle 35,45 \rangle$	<i>W</i> ₃	1451	2200
	$\langle 45,55 \rangle$	<i>W</i> ₄	1274	2019
	$\langle 55,60 \rangle$	<i>W</i> ₅	574	1189
	$\langle 60,65 \rangle$	<i>W</i> ₆	93	362

⁶ Grupy te wyodrębniono zgodnie z podziałem stosowanym w statystyce publicznej.

1	2	3	4	5
Wykształcenie	– brak lub niepełne podstawowe	S_1	1263	4418
	– podstawowe			
	– gimnazjalne			
	– zasadnicze zawodowe	S_2	1549	2913
	– średnie ogólnokształcące	S_3	828	1480
	– średnie zawodowe 4-letnie	S_4	1566	1936
– średnie zawodowe				
– pomaturalne/policealne				
– wyższe (w tym licencjat)	S_5	2220	1500	

Źródło: opracowanie własne.

Powody wyrejestrowania były różne. Jeżeli było to podjęcie pracy, to obserwację uznano za pełną, jeżeli nie – obserwację uznano za niepełną (cenzurowaną). Zastosowane modele regresji pozwalają na uwzględnienie tego typu informacji. W trakcie przebywania w rejestrze na czas poszukiwania pracy i prawdopodobieństwo jej znalezienia wpływają wszystkie obserwowane jednostki, zatem powinny być uwzględnione w analizie.

2. Model nieproporcjonalnego hazardu Coxa

Jeżeli wpływ zmiennej objaśniającej na hazard zmienia się w czasie, to do oceny tego wpływu można wykorzystać model nieproporcjonalnego hazardu Coxa o postaci:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(\beta X + \delta X \times g(t)) \quad (1)$$

gdzie:

$X = (X_1, X_2, \dots, X_k)$ – wektor zmiennych objaśniających,

$h_0(t)$ – hazard odniesienia lub zerowa linia hazardu,

$\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$, $\delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_k)$ – wektory współczynników modelu,

t – czas obserwacji.

Jeżeli parametr δ_i jest istotny (odrzuca się hipotezę $H_0 : \delta_i = 0$), to wpływ zmiennej X_i na hazard zmienia się w czasie⁷. W przeciwnym wypadku do analizy czasu trwania badanego zjawiska wystarczy zastosować model proporcjo-

⁷ Więcej o modelach nieproporcjonalnego hazardu Coxa w pracy: B. Bieszk-Stolorz, I. Markowicz, *Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia*, CeDeWu, Warszawa 2012.

nalnego hazardu Coxa. Jako funkcję g w przeprowadzonym badaniu przyjęto funkcję Heaviside'a zdefiniowaną następująco:

$$g(t) = \begin{cases} 0 & \text{dla } t < t_0 \\ 1 & \text{dla } t \geq t_0 \end{cases} \quad (2)$$

Jeżeli jest spełniony warunek proporcjonalności hazardu, to ilorazy hazardu są takie same (lub zbliżone) bez względu na wybór t_0 . W przypadku braku proporcjonalności wystarczy wskazać jeden punkt t_0 , który wyznaczy dwa istotnie różne ilorazy hazardu. Wyznaczone w ten sposób ilorazy są pewnego rodzaju uśrednieniem dla zdarzeń, które zaszły do czasu t_0 i powyżej t_0 .

W przeprowadzonej analizie zbadano, czy po przejściu w stan długotrwałego bezrobocia nastąpiła zmiana intensywności podejmowania zatrudnienia w zależności od poziomu wykształcenia w poszczególnych grupach płci i wieku. We wzorze (2) przyjęto $t_0 = 12$, a grupy wykształcenia zdefiniowano sposobem quasi-eksperymentalnym, w którym grupą referencyjną jest średnia intensywność wszystkich grup.

Do interpretacji parametrów modelu α_i wykorzystuje się ich postać przekształconą $\exp(\alpha_i)$. Są to ilorazy hazardu (HR) lub ilorazy intensywności zajścia zdarzenia. W przypadku zastosowanego modelu wyrażenie $\exp(\alpha_i)$ opisuje intensywność podjęcia zatrudnienia dla osób wyrejestrowanych w czasie do 12 miesięcy poszukiwania zatrudnienia, a wyrażenie $\exp(\alpha_i)\exp(\delta_i)$ – w czasie równym 12 miesięcy lub dłuższym.

3. Ocena poziomu deprecjacji kapitału ludzkiego

Analizę przeprowadzono w trzech etapach. W każdym z nich szacowano parametry modelu regresji Coxa⁸ (1), który po uwzględnieniu rodzaju zmiennych objaśniających przyjął następującą postać:

$$h(t, X) = h_0(t) \exp\left(\sum_{i=2}^5 (\beta S_i + \delta_i S_i \times g(t))\right) \quad (3)$$

gdzie funkcja g określona jest wzorem (2).

Parametry α_1 i δ_1 obliczono korzystając z zależności⁹:

⁸ Parametry modeli szacowano, wykorzystując program STATISTICA.

$$\alpha_1 = -\sum_{i=2}^5 \alpha_i \quad (4)$$

$$\delta_1 = -\sum_{i=2}^5 \delta_i \quad (5)$$

W przypadku, gdy parametry były istotne statystycznie, w tabelach 2–5 zaznaczono je pogrubioną czcionką.

W pierwszym etapie badania oszacowano parametry modelu (3), uwzględniając wszystkie osoby wyrejestrowane z PUP. Oceny parametrów zawiera tabela 2.

Tabela 2. Oceny parametrów modelu regresji nieproporcjonalnego hazardu Coxa dla grup wykształcenia osób bezrobotnych wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie w 2010 roku

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	Poziom p	Iloraz hazardu (HR)
$\chi^2 = 566,2017, p = 0,0000$					
S_1	-0,4129	0,0265	243,4399	0,0000	0,6617
S_2	-0,0060	0,0249	0,0578	0,8100	0,9940
S_3	-0,0542	0,0328	2,7287	0,0986	0,9473
S_4	0,0487	0,0254	3,6673	0,0555	1,0499
S_5	0,4243	0,0219	374,0919	0,0000	1,5286
$S_1(t \geq 12)$	0,0949	0,0733	1,6776	0,1952	
$S_2(t \geq 12)$	-0,0753	0,0699	1,1597	0,2815	
$S_3(t \geq 12)$	0,1548	0,0838	3,4082	0,0649	
$S_4(t \geq 12)$	0,0329	0,0648	0,2572	0,6121	
$S_5(t \geq 12)$	-0,2073	0,0593	12,2344	0,0005	

Źródło: opracowanie własne.

W drugim etapie oszacowano parametry modelu (3) osobno dla kobiet i mężczyzn. Oceny parametrów przedstawiono w tabeli 3.

⁹ Szerzej na temat parametrów modelu nieproporcjonalnego hazardu Coxa i zależności między nimi w pracy: B. Bieszk-Stolorz, *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*, Volumina.pl, Szczecin 2013.

Tabela 3. Oceny parametrów modeli regresji nieproporcjonalnego hazardu Coxa dla grup wykształcenia osób bezrobotnych wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie w 2010 roku według płci

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	Poziom p	Iloraz hazardu (HR)
Kobiety: $\chi^2 = 262,86, p = 0,0000$					
S_1	-0,3643	0,0435	69,9946	0,0000	0,6947
S_2	-0,0941	0,0462	4,1553	0,0415	0,9102
S_3	-0,0319	0,0448	0,5071	0,4764	0,9686
S_4	0,0450	0,0382	1,3897	0,2384	1,0460
S_5	0,4452	0,0304	214,3585	0,0000	1,5609
$S_1(t \geq 12)$	0,1616	0,1114	2,1066	0,1467	
$S_2(t \geq 12)$	0,0928	0,1077	0,7417	0,3891	
$S_3(t \geq 12)$	0,1071	0,1054	1,0316	0,3098	
$S_4(t \geq 12)$	-0,1392	0,0905	2,3664	0,1240	
$S_5(t \geq 12)$	-0,2223	0,0770	8,3334	0,0039	
Mężczyźni: $\chi^2 = 353,61, p = 0,0000$					
S_1	-0,4556	0,0340	179,8870	0,0000	0,6341
S_2	0,0000	0,0307	0,0000	0,9995	1,0000
S_3	-0,0455	0,0493	0,8543	0,3553	0,9555
S_4	0,0578	0,0347	2,7738	0,0958	1,0595
S_5	0,4433	0,0334	176,2011	0,0000	1,5578
$S_1(t \geq 12)$	-0,0324	0,1000	0,1050	0,7459	
$S_2(t \geq 12)$	-0,2269	0,0957	5,6259	0,0177	
$S_3(t \geq 12)$	0,2522	0,1447	3,0388	0,0813	
$S_4(t \geq 12)$	0,2667	0,0958	7,7426	0,0054	
$S_5(t \geq 12)$	-0,2596	0,0973	7,1199	0,0076	

Źródło: opracowanie własne.

Trzeci etap analizy polegał na oszacowaniu parametrów modelu (3) w sześciu grupach wieku, a wyniki przedstawiono w tabelach 4 i 5.

Tabela 4. Oceny parametrów modeli regresji nieproporcjonalnego hazardu Coxa dla grup wykształcenia osób bezrobotnych wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie w 2010 roku według grup wieku W_1, W_2, W_3

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	Poziom p	Iloraz hazardu (HR)
Grupa $W_1: \chi^2 = 164,39, p = 0,0000$					
S_1	-0,4312	0,0606	50,6861	0,0000	0,6497
S_2	-0,1671	0,0816	4,1946	0,0406	0,8461
S_3	-0,0705	0,0593	1,4144	0,2343	0,9319
S_4	0,0388	0,0619	0,3924	0,5311	1,0395
S_5	0,6301	0,0572	121,4776	0,0000	1,8778
$S_1(t \geq 12)$	-0,2835	0,2565	1,2218	0,2690	
$S_2(t \geq 12)$	0,2160	0,2355	0,8412	0,3590	
$S_3(t \geq 12)$	-0,0024	0,1947	0,0001	0,9903	
$S_4(t \geq 12)$	0,0483	0,1916	0,0636	0,8009	
$S_5(t \geq 12)$	0,0215	0,2594	0,0069	0,9339	
Grupa $W_2: \chi^2 = 240,55, p = 0,0000$					
S_1	-0,4596	0,0539	72,7176	0,0000	0,6316
S_2	-0,0205	0,0486	0,1788	0,6724	0,9797
S_3	-0,0256	0,0528	0,2347	0,6281	0,9747
S_4	0,0627	0,0441	2,0238	0,1548	1,0647
S_5	0,4430	0,0317	195,6795	0,0000	1,5573
$S_1(t \geq 12)$	0,2506	0,1469	2,9113	0,0880	
$S_2(t \geq 12)$	-0,2327	0,1624	2,0534	0,1519	
$S_3(t \geq 12)$	0,2188	0,1411	2,4038	0,1210	
$S_4(t \geq 12)$	-0,0604	0,1227	0,2423	0,6225	
$S_5(t \geq 12)$	-0,1763	0,0887	3,9506	0,0469	
Grupa $W_3: \chi^2 = 91,75, p = 0,0000$					
S_1	-0,4630	0,0606	58,4403	0,0000	0,6294
S_2	0,1164	0,0516	5,0951	0,0240	1,1235
S_3	-0,1135	0,0943	1,4491	0,2287	0,8927
S_4	0,1043	0,0570	3,3440	0,0675	1,1099
S_5	0,3558	0,0598	35,4352	0,0000	1,4273
$S_1(t \geq 12)$	0,2421	0,1659	2,1310	0,1443	
$S_2(t \geq 12)$	-0,1252	0,1564	0,6405	0,4235	
$S_3(t \geq 12)$	0,0855	0,2257	0,1434	0,7049	
$S_4(t \geq 12)$	-0,0073	0,1520	0,0023	0,9615	
$S_5(t \geq 12)$	-0,1951	0,1555	1,5737	0,2097	

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5. Oceny parametrów modeli regresji nieproporcjonalnego hazardu Coxa dla grup wykształcenia osób bezrobotnych wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie w 2010 roku według grup wieku W_4, W_5, W_6

Zmienna	Ocena parametru	Błąd standardowy	Statystyka Walda	Poziom p	Iloraz hazardu (HR)
Grupa $W_4: \chi^2 = 19,03, p = 0,0000$					
S_1	-0,1853	0,0586	10,0144	0,0016	0,8309
S_2	0,0435	0,0545	0,6358	0,4252	1,0444
S_3	-0,0551	0,1034	0,2840	0,5941	0,9464
S_4	0,1230	0,0614	4,0219	0,0449	1,1309
S_5	0,0739	0,0910	0,6594	0,4168	1,0767
$S_1(t \geq 12)$	0,0005	0,1503	0,0000	0,9973	
$S_2(t \geq 12)$	0,0755	0,1307	0,3333	0,5637	
$S_3(t \geq 12)$	0,1216	0,1974	0,3796	0,5378	
$S_4(t \geq 12)$	-0,0304	0,1380	0,0485	0,8257	
$S_5(t \geq 12)$	-0,1672	0,1838	0,8273	0,3630	
Grupa $W_5: \chi^2 = 14,11, p = 0,0002$					
S_1	-0,1329	0,1058	1,5771	0,2092	0,8756
S_2	0,1426	0,1049	1,8484	0,1740	1,1533
S_3	-0,3863	0,2362	2,6747	0,1020	0,6796
S_4	0,0967	0,1145	0,7133	0,3984	1,1015
S_5	0,2799	0,1567	3,1900	0,0741	1,3230
$S_1(t \geq 12)$	0,1439	0,2155	0,4455	0,5045	
$S_2(t \geq 12)$	0,0199	0,2203	0,0082	0,9279	
$S_3(t \geq 12)$	0,2017	0,4379	0,2122	0,6451	
$S_4(t \geq 12)$	0,2649	0,2116	1,5682	0,2105	
$S_5(t \geq 12)$	-0,6304	0,3175	3,9435	0,0471	
Grupa $W_6: \chi^2 = 15,69, p = 0,0001$					
S_1	-0,6746	0,3118	4,6806	0,0305	0,5094
S_2	0,4350	0,2755	2,4929	0,1144	1,5450
S_3	0,0912	0,5856	0,0243	0,8762	1,0955
S_4	-0,2156	0,3777	0,3258	0,5682	0,8061
S_5	0,3639	0,4389	0,6875	0,4070	1,4390
$S_1(t \geq 12)$	0,2089	0,5422	0,1484	0,7000	
$S_2(t \geq 12)$	-1,4147	0,6730	4,4189	0,0355	
$S_3(t \geq 12)$	0,3274	0,8521	0,1477	0,7008	
$S_4(t \geq 12)$	1,0013	0,5837	2,9422	0,0863	
$S_5(t \geq 12)$	-0,1229	0,7551	0,0265	0,8707	

Źródło: opracowanie własne.

W tabelach 6–8 przedstawiono ilorazy hazardu, czyli ilorazy intensywności podejmowania zatrudnienia wyznaczone na podstawie danych z tabel 2–5. Symbolem S_i/S oznaczono iloraz hazardu i -tej grupy wykształcenia w stosunku do średniego hazardu wyznaczonego dla wszystkich grup, umownie nazwanego średnią grup (S). W środkowej kolumnie ($S_i(t < 12)$) znajduje się porównanie intensywności podejmowania pracy dla osób poszukujących jej przez okres krótszy niż 12 miesięcy, a w ostatniej kolumnie ($S_i(t \geq 12)$) – dla osób przebywających w rejestrze urzędu pracy przez okres równy lub dłuższy niż 12 miesięcy. Pogrubioną czcionką zaznaczono wartości wyznaczone na podstawie parametrów istotnych statystycznie.

Tabela 6. Ilorazy hazardu dla grup wykształcenia osób bezrobotnych wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie w 2010 roku

Ilorazy hazardu	dla postaci	
	$S_i(t < 12)$	$S_i(t \geq 12)$
S_1/S	0,6617	0,7276
S_2/S	0,9940	0,9219
S_3/S	0,9472	1,1058
S_4/S	1,0499	1,0850
S_5/S	1,5285	1,2423

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 7. Ilorazy hazardu dla grup wykształcenia osób bezrobotnych wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie w 2010 roku według płci

Płeć	Ilorazy hazardu	dla postaci	
		$S_i(t < 12)$	$S_i(t \geq 12)$
Kobiety	S_1/S	0,6947	0,8165
	S_2/S	0,9102	0,9987
	S_3/S	0,9686	1,0781
	S_4/S	1,0460	0,9101
	S_5/S	1,5609	1,2497
Mężczyźni	S_1/S	0,6341	0,6139
	S_2/S	1,0000	0,7970
	S_3/S	0,9555	1,2296
	S_4/S	1,0595	1,3833
	S_5/S	1,5578	1,2017

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 8. Ilorazy hazardu dla grup wykształcenia osób bezrobotnych
 wyrejestrowanych z PUP w Szczecinie w 2010 roku
 według grup wieku

Grupa wieku	Ilorazy hazardu	dla postaci	
		$S_i(t < 12)$	$S_i(t \geq 12)$
18–24	S_1/S	0,6497	0,4893
	S_2/S	0,8461	1,0501
	S_3/S	0,9319	0,9297
	S_4/S	1,0395	1,0910
	S_5/S	1,8778	1,9186
25–34	S_1/S	0,6316	0,8114
	S_2/S	0,9797	0,7763
	S_3/S	0,9747	1,2131
	S_4/S	1,0647	1,0023
	S_5/S	1,5573	1,3056
35–44	S_1/S	0,6294	0,8018
	S_2/S	1,1235	0,9912
	S_3/S	0,8927	0,9724
	S_4/S	1,1099	1,1019
	S_5/S	1,4273	1,1743
45–54	S_1/S	0,8309	0,8313
	S_2/S	1,0444	1,1264
	S_3/S	0,9464	1,0688
	S_4/S	1,1309	1,0970
	S_5/S	1,0767	0,9109
55–59	S_1/S	0,8756	1,0111
	S_2/S	1,1533	1,1764
	S_3/S	0,6796	0,8314
	S_4/S	1,1015	1,4356
	S_5/S	1,3230	0,7043
60–64	S_1/S	0,5094	0,6277
	S_2/S	1,5450	0,3754
	S_3/S	1,0955	1,5198
	S_4/S	0,8061	2,1939
	S_5/S	1,4390	1,2725

Źródło: opracowanie własne.

Wyznaczone ilorazy intensywności podejmowania zatrudnienia przez bezrobotnych wyrejestrowanych w 2010 roku przedstawione w tabeli 6 wskazują na to, że jedynie w przypadku osób z wykształceniem wyższym zmieniła się w sposób istotny szansa na szybkie podjęcie zatrudnienia. Po przejściu w stan długotrwałego bezrobocia uległa ona zmniejszeniu z 1,53 na 1,24 w porównaniu ze średnią grup. Podobnie było w grupach osób bezrobotnych wydzielonych ze względu na płeć (tabela 7). W przypadku kobiet spadła z 1,65 na 1,24,

a w przypadku mężczyzn – z 1,56 na 1,20. Spadek intensywności podejmowania zatrudnienia był istotny również dla bezrobotnych mężczyzn z wykształceniem zasadniczym zawodowym (z 1,00 na 0,80), natomiast w przypadku wykształcenia średniego zawodowego – nastąpił wzrost (z 1,06 do 1,38). W podgrupach wydzielonych ze względu na wiek istotny spadek szans na szybkie podjęcie zatrudnienia wystąpił dla osób z wykształceniem wyższym w wieku od 25 do 34 lat (z 1,56 na 1,31) i od 55 do 59 lat (z 1,32 na 0,70) oraz z wykształceniem zasadniczym zawodowym w wieku od 60 do 64 lat (z 1,55 na 0,38). Należy zaznaczyć, że w ostatniej grupie wieku są sami mężczyźni. Nie analizowano pozostałych przypadków z tabeli 8, gdyż otrzymane parametry nie były istotne statystycznie.

Podsumowanie

W badaniach ekonomicznych i socjologicznych dotyczących oceny wpływu cech ludzkich na zachodzące zjawiska i procesy pojawia się problem pomiaru cech jakościowych oraz wyboru modelu ekonometrycznego, który dobrze by je opisał. Wydaje się, że można do tego wykorzystać modele nieproporcjonalnego hazardu Coxa. Stopień deprecjacji kapitału ludzkiego może być określony poprzez ocenę zmiany wpływu cechy osób bezrobotnych na intensywność podejmowania pracy. Przeprowadzone badanie wskazało, że długotrwałe bezrobocie wpływa na zmniejszenie się szans na szybkie podjęcie pracy szczególnie w przypadku osób z wykształceniem wyższym bez względu na płeć. Badania prowadzone na szczecińskim rynku pracy potwierdziły, że osoby te miały największe szanse na podjęcie zatrudnienia¹⁰. Zdobyte wykształcenie, w trakcie bezczynności zawodowej, może jednak ulegać procesowi „starzenia się”. Potwierdza to istotność parametrów analizowanych modeli. Podobnie jest z osobami z wykształceniem zasadniczym zawodowym. Tutaj również zdobyta wiedza i umiejętności mogą ulegać dezaktualizacji. Natomiast osoby z wykształceniem co najwyżej gimnazjalnym lub średnim nie posiadają przygotowania do wykonywania konkretnego zawodu, stąd też w ich przypadku stan posiadanej wiedzy (albo wręcz jej brak) nie ulega procesowi deprecjacji (brak istotności parametrów modeli). Zjawisko „starzenia się” zdobytej wiedzy jest szczególnie

¹⁰ B. Bieszk-Stolorz, *op.cit.*, B. Bieszk-Stolorz, I. Markowicz, *op.cit.*

widoczne wśród osób młodych (od 25–34 lat). Są to bezrobotni tuż po studiach lub z niedługim stażem pracy, zatem ich zbyt krótkie doświadczenie zawodowe po roku bezczynności bardzo traci na wartości. W przypadku osób z grupy wieku od 55 do 59 lat spadek ilorazu intensywności zatrudnienia jest znaczny i wynika z pewnością z faktu przechodzenia dużej części osób (szczególnie kobiet) na emeryturę. Identyfikacja grup osób najbardziej narażonych na ubytek ich wiedzy i umiejętności powinna posłużyć prawidłowemu ukierunkowaniu działań mających na celu zapobieganie bezrobociu. Z drugiej strony działania takie powinny być skierowane na motywowanie osób z niskim wykształceniem do zwiększania ich konkurencyjności na rynku pracy.

Literatura

- Becker G.S., *Human Capital*, NBER, New York 1975.
- Becker G.S., *The Economic Approach to Human Behavior*, University of Chicago Press, Chicago 1976.
- Bieszk-Stolorz B., *Analiza historii zdarzeń w badaniu bezrobocia*, Volumina.pl, Szczecin 2013.
- Bieszk-Stolorz B., Markowicz I., *Modele regresji Coxa w analizie bezrobocia*, CeDeWu, Warszawa 2012.
- Giegiel A., *Deprecjacja kapitału ludzkiego a efekty histerezy bezrobocia w Polsce*, http://mikroekonomia.net/system/publication_files/235/original/3.pdf?1314948749 (10.06.2013).
- Jarecki W., *Koncepcja kapitału ludzkiego*, w: *Kapitał ludzki w gospodarce*, red. D. Kopycińska, Polskie Towarzystwo Ekonomiczne, Szczecin 2003.
- Kwiatkowski E., *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2005.
- Schultz T.W., *Investment in Human Capital*, „American Economic Review” 1961, no. 1.
- Schultz T.W., *Reflection on Investment in Man*, „Journal of Political Economy” 1958, no. 4.
- Schultz T.W., *The Economic Value of Education*, Columbia University Press, New York 1963.
- Schultz T.W., *The Rate of Return in Allocating Investment Resources to Education*, „Journal of Human Resources” 1967, no. 2.

THE COX NON-PROPORTIONAL HAZARD MODEL IN THE ASSESSMENT OF THE HUMAN CAPITAL DEPRECIATION LEVEL

Abstract

The author's proposal is to apply the Cox non-proportional hazards model to assess the level of human capital depreciation. The analysis included the unemployed who had been deregistered from the Local Labour Office in Szczecin in 2010. The study focused on the question how successful job seeking efforts were depending on the job seeker's education level before and after they entered long-term unemployment. The analysis was also conducted according to gender and age. The explanatory variable in the model (i.e. the education level) was defined in a quasi-experimental way. The determined hazard ratios allowed the comparison of prompt employment odds for job seekers in individual education groups to the average odds in all the groups.

Keywords: human capital depreciation, the Cox regression model, hazard ratio

Kody JEL: C51, J64

Translated by Anita Zdrojewska