

Irina Tomescu-Dubrow

Rozdział 11

Doświadczenia na rynku pracy a ryzyko bezrobocia*

Wprowadzenie

Stosunkowo szybko po zmianie systemu społeczno-ekonomicznego „planowa” alokacja środków ludzkich i rzeczowych ustąpiła pola nowym typom zasad rządzących produkcją i dystrybucją dóbr. Przed rokiem 1989 rządy socjalistyczne wymuszały na gospodarce odrzucenie jakiegokolwiek ryzyka bezrobocia i tworzyły strukturę zawodową pełną redundantnych miejsc pracy w biurokracji państwowej oraz oparte na preferencjach politycznych hierarchie statusu, usiłujące zminimalizować różnice w płacach pracowników. Jednak pośpieszna restrukturyzacja gospodarki w społeczeństwach postkomunistycznych tak zreformowała rynek pracy, że nierówności zarobkowe przestały być produktem czystej polityki, stając się głównie pochodną własności prywatnej i konkurencji. Ponadto, wespół z ograniczeniem zabezpieczeń społecznych, restrukturyzacja gospodarki zwiększyła nierówności wśród szeregów pracowniczych poprzez takie oddziaływanie na kobiety, aby czasowo lub nawet na stałe opuściły one rynek pracy.

W postkomunistycznych warunkach społeczno-ekonomicznych wszyscy pracownicy narażeni są na ryzyko bezrobocia. Można jednak zasadnie oczekiwać, że poziom ryzyka utraty pracy zależy od posiadanej przez jednostkę znajomości odpowiednich segmentów ‘starego’ i ‘nowego’ rynku pracy, historii jej ruchliwości pomiędzy tymi segmentami, wreszcie od charakterystyk demograficznych, a w szczególności płci i wieku. Do sprawdzenia, czy jest tak w istocie, stosuję statystyczną analizę historii zdarzeń (*event history analysis*) do danych panelowych 1988–2003. Ponieważ dane te dostarczają informacji o historii zatrudnienia respondentów w okresie 15 lat, metoda ta dobrze nadaje się do tego zadania. Bezpośrednie uwzględnienie zmiennej czasu pozwala skupić się na czynnikach statystycznie determinujących znalezienie się wśród bezrobotnych po pierwszej utracie pracy.

* Na podstawie tekstu, który ukazał się w pracy: K. M. Słomczyński, red., *Kariera i sukces*, Zielona Góra 2007.

Teoria i hipotezy

Jak słusznie zauważają Robert P. Althausser i Arne L. Kalleberg, rynki pracy są „arenami, na których podobnie ustrukturalizowane jest co najmniej jedno z następujących zjawisk: zatrudnienie, ruchliwość zawodowa, zdobywanie i zróżnicowanie kwalifikacji zawodowych oraz zarobki (bądź jako takie, bądź też jako funkcje kwalifikacji, doświadczenia zawodowego i innych determinantów)”¹. Już choćby powierzchowna ocena sytuacji w krajach Europy Środkowej i Wschodniej przed rokiem 1989 pozwala stwierdzić, że dwoma najbardziej wyraźnymi czynnikami powodującymi zróżnicowanie socjalistycznego rynku pracy były system *nomenklatury* oraz gloryfikowanie przez państwo *przemysłu ciężkiego*².

Pojęcie *nomenklatury* odnosi się do sieci obywateli komunistycznego państwa, którzy bądź to sami byli członkami partii komunistycznej, bądź też byli osobiście sponsorowani przez członka lub członków tej partii ustawionych odpowiednio wysoko w hierarchii władzy. Osoby związane z *nomenklaturą* były szczególnie uprzywilejowane, dobrze chronione na rynku pracy przed konkurencją osób spoza *nomenklatury* i zarabiała znacznie od nich więcej, przy kontroli wykształcenia, członkostwa w partii, złożoności pracy, doświadczenia zawodowego oraz wielkości przedsiębiorstwa³. Zarówno wejście do *nomenklatury*, jak i wyjście z niej zależało od państwa/partii, więc ruchliwość zawodowa osób w tej zbiorowości obejmowała tylko te pozycje na rynku pracy, które były zarezerwowane dla *nomenklatury*. Taki układ prowadził w praktyce do segmentacji socjalistycznego rynku pracy na zbiór pozycji zarezerwowanych dla osób protegowanych przez partię oraz zbiór pozycji przeznaczonych dla wszystkich pozostałych pracowników. Nieprzerwane trwanie tego systemu przez około pięć dekad pozwoliło członkom *nomenklatury* na osiągnięcie uprzywilejowanego statusu w państwie socjalistycznym, a następnie, już po upadku komunizmu,

¹ R. P. Althausser i A. L. Kalleberg, *Firms, Occupations, and the Structure of Labor Markets: A Conceptual Analysis*, [w:] I. Berg, red., *Sociological Perspectives on Labor Markets*, New York 1981, s. 121.

² H. Domański, *Labor Market Segmentation and Income Determination in Poland*, „The Sociological Quarterly” 1988, 29(1): 47–62; H. Domański, *Dynamics of Labor Market Segmentation in Poland, 1982–1987*, „Social Forces” 1990, 69(2): 423–438; K. M. Słomczyński i J-H. Lee, *The Nomenklatura System in Poland 1978–1987: A Case of Political Segmentation of the Labor Market*, „Polish Sociological Review” 1993, 4 (104): 281–291; K. M. Słomczyński i B. W. Mach, *The Polish Experience: From Nomenklatura to Where? Occupational Trajectories of State-Socialist Managers under Conditions of Systemic Change: Poland 1988–1993*, [w:] M. Diewald i K.U. Mayer, red., *Zwischenbilanz der Wiedervereinigung*, Opladen 1996. Por. także M. C. Burda, *Unemployment, Labour Market Institutions and Structural Change in Eastern Europe*, „Economic Polity” 1993, 16(1): 101–137.

³ K. M. Słomczyński i J-H. Lee, *The Nomenklatura System in Poland 1978–1987*, *op. cit.*; K. M. Słomczyński i B. W. Mach, *The Polish Experience: From Nomenklatura to Where?*, *op. cit.*

przekształcenie części posiadanego przez siebie kapitału politycznego w zasoby ekonomiczne⁴.

Hipoteza pierwsza: Członkowie systemu byłej nomenklatury są mniej narażeni na ryzyko bezrobocia, ponieważ ich zdolność przetwarzania zasobów politycznych w ekonomiczne wciąż pomaga im pomniejszać swoje ryzyko utraty pracy.

Centralne planowanie w gospodarce oraz ideologia głosząca, że robotnicy przemysłu ciężkiego stanowią podstawę komunistycznego państwa/partii stawiła robotników fabrycznych w pozycji uprzywilejowanej. Poczynając od lat 50. XX wieku kraje Europy Wschodniej podjęły masowe uprzemysłowienie jako środek do przyspieszonego wzrostu gospodarczego oraz do zbudowania nowego, komunistycznego społeczeństwa. Aby przyciągnąć potrzebną do realizacji tego celu siłę roboczą państwo oferowało stosunkowo wysokie zarobki oraz szczególny status społeczny robotnikom bezpośrednio zatrudnionym w produkcji. Upřednie badania wskazują, iż pracownicy przemysłu ciężkiego mieli najwyższe zarobki i stwarzano im możliwość poniesienia najniższych kosztów za każdy dodatkowy szczebel zdobywanego wykształcenia, podczas gdy ich „uprzywilejowana pozycja nie wynikała z lepszych kwalifikacji lub związane z wiekiem doświadczenia zawodowego”⁵. Jeśli dodać, że obecne w rządzie potężne grupy nacisku latami pozwalały przemysłowi ciężkiemu zachowywać swą przewagę dochodową, otrzymuje się wyjaśnienie, w jaki sposób przemysł ciężki stał się drugim zasadniczym czynnikiem socjalistycznego rynku pracy.

Hipoteza druga: Restrukturyzacja gospodarcza, która nastąpiła po upadku komunizmu, ma wpływ na ryzyko bezrobocia. W szczególności osoby, które przed zmianą systemową pracowały w przemyśle ciężkim, są narażone na większe ryzyko utraty pracy, ponieważ ‘nowa’ ekonomia opiera się na wolnym rynku, a nie na logice centralnego planowania.

Reasumując, w dobie komunizmu rynek pracy w krajach Europy Wschodniej uległ segmentacji w dwóch wymiarach: politycznym, w którym działała nomenklatura, oraz ekonomicznym, w którym pracownicy zatrudnieni w przemyśle ciężkim korzystali z odmiennych zasad otrzymywania, utraty i wynagrodzenia pracy niż wszyscy pozostali pracownicy. Wraz z upadkiem komunizmu te ‘stare’ segmenty rynku pracy przestały być, przynajmniej teoretycznie, uprzywi-

⁴ I. Szelenyi i Sz. Szelenyi, *Circulation and Reproduction of Elites in Post-Communist Transformation*, „Theory and Society” 1995, 24(5): 615–638.

⁵ H. Domański, *Labor Market Segmentation and Income Determination in Poland*, op. cit.; H. Domański, *Dynamics of Labor Market Segmentation in Poland, 1982–1987*, op. cit.

lejowane. Zamiast nich nowe rynki – w sensie prywatnych przedsiębiorstw eliminujących państwowe – wprowadziły nowe podziały w gospodarce w zakresie otrzymywania, utraty i wynagradzania pracy.

Hipoteza trzecia: Mająca źródło w poprzedniej rzeczywistości ruchliwość społeczna ze ‘starych’ segmentów rynku pracy, nomenklatury i przemysłu ciężkiego, w świeżo sprywatyzowanej gospodarce jest w stanie znacząco odmienić indywidualne ryzyko doświadczenia po raz pierwszy sytuacji bezrobocia.

Oczywiście badając wpływ segmentacji rynku pracy na bezrobocie należy również uwzględnić charakterystyki indywidualne, a w szczególności płeć i wiek. Badania w krajach Europy Środkowej i Wschodniej pokazują, że restrukturyzacja gospodarcza i ograniczenie zabezpieczeń społecznych po roku 1989 w nieproporcjonalnym stopniu uderzyły w kobiety doprowadzając do tego, że wiele z nich czasowo lub nawet na stałe opuściło rynek pracy⁶. Sytuacja ta, w powiązaniu z faktem, że państwo przestało gwarantować pracę każdemu w chwili zakończenia okresu nauki, skłania mnie do przyjęcia tezy, że ryzyko doświadczenia bezrobocia okaże się odmienne dla mężczyzn i kobiet, a także w różnych grupach wieku.

Dane i metody badawcze

Badania panelowe POLPAN dostarczają danych o historii zatrudnienia respondentów. Wszystkie analizy zawarte w tym rozdziale są oparte wyłącznie na danych uzyskanych z historii zatrudnienia respondentów w latach 1988–2003. Próba została ponadto ograniczona do osób, które pracowały lub jeszcze kształciły się w roku 1988. Pozwoliło to uzyskać próbę, w której wszyscy narażeni byli na utratę pracy po roku 1988 (N = 1047 jednostek obserwacji).

Do modelowania związków pomiędzy charakterystykami na poziomie jednostkowym i strukturalnym a ryzykiem doświadczenia utraty pracy stosuję statystyczną analizę historii zdarzeń (*event history analysis*)⁷. Wybrałam model Coxa dlatego, że właściwa dla niego postać podstawowego ryzyka utraty pracy nie jest ograniczona do jednego zdarzenia danego typu, jeśli zdarzenia są upo-

⁶ Por. Ch. Bretherton, *Gender mainstreaming and EU enlargement: swimming against the tide?*, „Journal of European Public Policy” 2001, 8(1): 60–81; A. Pollert, A. Women, *Work, and Equal Opportunities in Post-Communist Transition Work*, „Employment and Society” 2003, 17(2): 331–357.

⁷ Patrz np. P. Allison, *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*, Beverly Hills, CA, 1984.

rządkowane według czasu, w jakim występowały. Model ten jest modelem ryzyka proporcjonalnego, w którym zakłada się, że konkretna postać stopnia ryzyka podstawowego pozostaje niesparametryzowana.

W modelu Coxa stopień ryzyka jest funkcją ryzyka podstawowego pomnożoną przez współczynniki współzależności i regresji.

$$h_1(t) = h_0(t)\exp(\beta'x)$$

gdzie:

$h_1(t)$ = ryzyko w czasie t

$h_0(t)$ = ryzyko podstawowe w czasie t

x = macierz współzależności

β = wektor parametrów estymowanych

Stopień ryzyka w czasie t jest określony jako prawdopodobieństwo, że wydarzenie nastąpi w czasie t pod warunkiem, że jeszcze nie nastąpiło. Ponieważ model Coxa korzysta tylko z „części” dostępnych danych, jego funkcja prawdopodobieństwa jest funkcją prawdopodobieństwa częściowego. Prawdopodobieństwo częściowe oparte jest na założeniu, że okresy pomiędzy kolejnymi czasami trwania (lub czasami utraty) nie dostarczają informacji na temat związku pomiędzy stopniami współzależności i stopniami ryzyka (oznacza to, że uporządkowane według długości czas utraty – a nie okresy pomiędzy tymi czasami – dostarczają danych do określenia funkcji prawdopodobieństwa częściowego). Sprawa związków staje się więc istotna. Aby pokonać tę potencjalną wadę opieram się na metodzie Efron⁸.

Zmienne

Zmienna czasu trwania jest liczbą lat pomiędzy wejściem jednostki na rynek pracy a jej wiekiem w momencie poszukiwania pierwszej pracy w sytuacji bezrobocia. Wartość tej zmiennej jest obliczona jako pomniejszony o 18 wiek respondentą w momencie poszukiwania pierwszej pracy. Powodem wybrania liczby 18 lat jest fakt, że w tym wieku większość osób w Polsce, które właśnie stały się pełnoletnie, rozpoczyna pracę zarobkową lub podejmuje studia wyższe. Dla respondentów, którzy nie doświadczyli sytuacji bezrobocia aż do ostatniej fali badań, czas trwania został obliczony jako wiek respondentą w roku 2003 pomniejszony o 18. Wartości zmiennej czasu trwania wahają się w granicach od 6 do 63. Zmienną zależną jest pierwsze szukanie pracy z sytuacji bezrobocia przyjęte jako 1 (zmienna zero-jedynkowa).

⁸ Na temat zalet stosowania metody Efron patrz J. M. Box-Steffensmeier i B. S. Jones, *Event History Modeling: A Guide for Social Scientists*, Cambridge, MA, 2004.

Aby móc zbadać, czy zmiany w strukturze rynku pracy następujące w wyniku raptownych transformacji systemowych mają wpływ na ryzyko bezrobocia, w analizie uwzględniłam zmienne reprezentatywne zarówno dla 'starej', jak i dla 'nowej' segmentacji rynku pracy. Jak widać z poprzednich badań, pozycje uprzywilejowane w gospodarce sprzed roku 1989 zajmowane były przez osoby należące do nomenklatury lub zatrudnione w sektorze przemysłu ciężkiego. Obie te zmienne przyjęte zostały tutaj jako zmienne zero-jedynkowe. Aby uchwycić nowy podział rynku pracy następujący po decentralizacji i prywatyzacji polskiej gospodarki, wprowadziłam zmienną dychotomiczną „nowo sprywatyzowana gospodarka” grupującą respondentów, którzy w roku 1993 byli pracownikami przedsiębiorstw prywatnych poza rolnictwem, jak również przedsiębiorców (poza rolnictwem, zatrudniających inne osoby lub pracujących na własny rachunek). W celu zbadania, czy warunki radykalnych zmian w segmentacji rynku pracy wpływają niejednakowo na ryzyko zatrudnienia dla kobiet oraz mężczyzn, uwzględniłam zmienną dychotomiczną dla płci (mężczyzna = 1, kobieta = 0). Wreszcie, równanie regresji uwzględniłam zarówno wiek respondenta w roku 2003, jak też i kwadrat tego wieku.

Obserwacje były obcinane z prawej strony rozkładu, jeżeli respondent nie doświadczył sytuacji poszukiwania pracy aż do roku 2003. Obcinanie z lewej strony rozkładu nie stanowiło problemu w tej analizie, gdyż warunki społeczne w komunistycznej Polsce praktycznie nie dopuszczały bezrobocia⁹.

Tabela 11.1. Statystyki opisowe zmiennych

Zmienna	N	Średnia	SD	Min	Max
Poszukiwanie pierwszej pracy (wydarzenie)	1047	0,307	0,461	0	1
Zmienna trwania (w miesiącach)	1047	34,279	12,307	6	63
Płeć (mężczyzna = 1)	1047	0,529	0,499	0	1
Segmenty rynku pracy					
Stare:					
<i>Nomenklatura</i>	1047	0,116	0,320	0	1
Przemysł ciężki	1047	0,254	0,436	0	1
Nowe:					
Nowo sprywatyzowana gospodarka ^a	1047	0,179	0,383	0	1
Wiek przy pierwszym poszukiwaniu pracy	321	41,803	8,629	24	72
Wiek w roku 2003	1047	54,16	10,590	37	81

^a Nowo sprywatyzowana gospodarka odnosi się do pracowników przedsiębiorstw prywatnych poza rolnictwem oraz przedsiębiorców (pracodawców oraz pracujących na własny rachunek poza rolnictwem).

⁹ Obcinanie z prawej strony rozkładu oznacza, że w chwili wywiadu wydarzenie jeszcze nie nastąpiło; z lewej – że już nastąpiło, ale nie wiadomo, kiedy się to stało.

Tabela 11.1 przedstawia statystyki opisowe dla zmiennej zależnej – czasu trwania oraz współzależności.

Ponieważ poszukiwanie pierwszej pracy w sytuacji bezrobocia stanowi wydarzenie, można powiedzieć, że dana osoba albo przeżyła to wydarzenie (wydarzenie=1) albo też nie (wydarzenie=0). Najmłodsza osoba poszukująca pracy w stanie bezrobocia miała w tej analizie 24 lata, najstarsza zaś, w 2003 roku, 72 lata. Wiek respondentów w roku 2003 wahał się od 37 do 81 lat.

Wyniki

Przed rozważeniem związku pomiędzy zmianami w strukturze polskiej gospodarki a ryzykiem bezrobocia warto oszacować stopień, w którym osoby należące do uprzywilejowanych w warunkach komunizmu segmentów rynku pracy zdołały znaleźć dla siebie aktywne miejsce na niedawno sprywatyzowanym rynku.

Tabela 11.2 pokazuje, że osoby należące do uprzywilejowanych w czasach komunizmu segmentów rynku pracy miały się lepiej pod względem przejścia do sektora prywatnego powstałego po roku 1989. Zgodnie z poprzednio przedstawioną argumentacją dotyczącą zdolności nomenklatury do przetwarzania zasobów politycznych w ekonomiczne, zaobserwować można duży stopień ruchliwości wśród członków systemu nomenklatury: 27% z nich zasiliło nowo sprywatyzowaną gospodarkę, w porównaniu z 21% robotników przemysłu ciężkiego. Ponadto, wśród osób, które należały do nieuprzywilejowanych segmentów rynku pracy w warunkach komunizmu, tylko 15% znalazło miejsce w świeżo sprywatyzowanej gospodarce.

Tabela 11.2. Ruchliwość zawodowa ze ‘starych’ do ‘nowych’ segmentów rynku pracy, 1988–2003

Stare segmenty rynku pracy	Nowe segmenty rynku pracy		Razem N=100%
	Nowo sprywatyzowana gospodarka	Inne	
<i>Nomenklatura</i>	27,3%	72,7%	121
Przemysł ciężki	21,1%	78,9%	266
Inni	15,3%	84,7%	668
Razem	17,9%	82,1%	1047

Pierwszym krokiem w badaniu wpływu transformacji struktury polskiego rynku pracy na jednostkowe ryzyko znalezienia się w sytuacji bezrobocia jest przedstawienie niekontrolowanych efektów ‘starych’ i ‘nowych’ segmentów rynku pracy (tabela 11.3). Zgodnie z przyjętymi tutaj hipotezami wyniki wskazują, że przy braku jakiegokolwiek innej informacji przynależność do politycznego rynku pracy nomenklatury zmniejsza ryzyko osobistego doświadczenia bezrobocia o 40%¹⁰. Ponadto, przy braku kontroli innych czynników, uprzednie zatrudnienie w przemyśle ciężkim powiększa osobiste ryzyko doświadczenia bezrobocia o 87%. Podczas gdy zmienna „nowo sprywatyzowana gospodarka” nie ma statystycznie znaczącego wpływu na ryzyko bezrobocia, zależność jest negatywna, jak można było oczekiwać. Osoby, które rozpoczęły pracę zarobkową w sektorze prywatnym w warunkach konkurencji, mają prawdopodobnie więcej nadających się do przeniesienia w nowe warunki umiejętności niż te, które pracowały w przedsiębiorstwach państwowych. Ponadto, kiedy niektóre rodzaje działalności gospodarczej przestają istnieć wraz z sektorem państwowym, wówczas – biorąc pod uwagę jego tendencje monopolistyczne oraz większy rozmiar jego przedsiębiorstw – większa proporcja zatrudnionych zostaje dotknięta tą zmianą.

Tabela 11.3. Niekontrolowany wpływ ‘starych’ i ‘nowych’ segmentów rynku pracy na ryzyko bezrobocia. Model Coxa z poprawioną wariancją

Zmienne niezależne	Współ- czynnik ^a B	SE	Stopień ryzyka	Współ- czynnik ^b B	SE	Stopień ryzyka	Współ- czynnik ^c B	SE	Stopień ryzyka
<i>Nomenklatura</i>	-0,522**	0,191	0,593**						
Przemysł ciężki				0,624***	0,119	1,867***			
Nowo sprywatyzowana gospodarka							-0,121	0,147	0,886

^a N = 1047; obcinane obserwacje = 720; logarytm pseudoprawdopodobieństwa = -2121,864;
 Wald chi2 (1) = 7,44

^b N = 1047; obcinane obserwacje = 720; logarytm pseudoprawdopodobieństwa = -2112,863;
 Wald chi2 (1) = 27,56

^c N = 1047; obcinane obserwacje = 720; logarytm pseudoprawdopodobieństwa = -2125,429;
 Wald chi2 (1) = 0,68

***p < 0,001; **p < 0,01;

Tabela 11.4 przedstawia wyniki regresji Coxa doświadczenia pierwszej sytuacji bezrobocia na nomenklaturę, przemysł ciężki oraz nowo sprywatyzowaną gospodarkę. Uwzględnione są dwa modele – model 1, bez poprawek dla błędów

¹⁰ Aby sprawić, że interpretacja stanie się bardziej znacząca, obliczam wartość $(e^{\beta} - 1) * 100$ dla stopni ryzyka i współczynników.

standardowych, oraz model 2 uwzględniający te poprawki, ze względu na możliwość wielowspółliniowości w próbie. Porównanie (a) wielkości współczynników, kierunków oddziaływania i poziomów istotności, (b) błędów standardowych współczynników oraz (c) stopni ryzyka wskazuje na bardzo małe różnice w modelach sugerujące, że wielowspółliniowość nie stanowi tutaj problemu. Pomimo to przyjmując bardziej konserwatywne podejście poprawiając błędy standardowe przez całą niniejszą analizę.

Badając wpływ różnych rodzajów segmentów rynku pracy można zauważyć, że – przy kontroli przemysłu ciężkiego i nowo sprywatyzowanej gospodarki – nomenklatura wywiera ujemny, statystycznie znaczący wpływ na ryzyko bezrobocia. Z drugiej zaś strony, osoby które były zatrudnione w przemyśle ciężkim, są dyskryminowane w nowej postkomunistycznej strukturze rynku pracy. Mają one o 82% większe prawdopodobieństwo znalezienia się wśród bezrobotnych niż osoby, które przed rokiem 1989 pracowały w innych niż przemysł ciężki sektorach gospodarki.

Tabela 11.4. Regresja Coxa sytuacji doświadczenia bezrobocia na ‘stare’ i ‘nowe’ segmenty rynku pracy, przy poprawionych błędach standardowych oraz bez nich.

Zmienne niezależne	Model 1 (bez poprawek) ^a			Model 2 (z poprawkami) ^b		
	Współczynnik B	SE	Stopień ryzyka	Współczynnik B	SE	Stopień ryzyka
‘Stare’ segmenty rynku						
<i>Nomenklatura</i>	-0,388 ⁺	0,204	0,678 ⁺	-0,388*	0,196	0,678*
Przemysł ciężki	0,597***	0,120	1,816***	0,597***	0,121	1,816***
‘Nowe’ segmenty rynku						
Nowo sprywatyzowana gospodarka	-0,1490	0,153	0,861	-0,150	0,151	0,860

^a N = 1047; obcinane obserwacje = 720; logarytm prawdopodobieństwa = -2110,141; LR chi2 (3) = 31,23; R² analog = 0,03

^b N = 1047; obcinane obserwacje = 720; logarytm pseudoprawdopodobieństwa = -2110,141; Wald chi2 (3) = 31,26

***p < 0,001; **p < 0,01; *p < 0,05; +p < 0,10 test jednostronny

Następnym interesującym pytaniem jest, czy przejście do nowo sprywatyzowanej gospodarki nadal wpływa na ryzyko bezrobocia członków dawnej nomenklatury i byłych pracowników przemysłu ciężkiego. Dwa człony interakcyjne, pomiędzy (a) ‘nomenklaturą’ a ‘nowo sprywatyzowaną gospodarką’ oraz (b) między ‘przemysłem ciężkim’ a ‘nowo sprywatyzowaną gospodarką’ wyjaśniają ten związek. Wyniki podane są w tabeli 11.5.

Wartość pierwszego z tych członów nie jest statystycznie znacząca, wszakże drugiego – dotyczącego interakcji pomiędzy przemysłem ciężkim a nowo sprywatyzowaną gospodarką – tak. Ryzyko bezrobocia dla tych, którzy przed rokiem 1989 pracowali w przemyśle ciężkim, ale po zmianie systemowej zdołali znaleźć miejsce w prywatnym sektorze, okazało się o 62% niższe niż tych, którzy pozostali w przemyśle ciężkim, bądź rozpoczęli swą pracę zarobkową w nowym sektorze prywatnym, bądź też należeli do sektorów innych niż dwa omawiane. Uzyskane wyniki pokazują więc, że wpływ skutecznego wejścia w nowo sprywatyzowaną gospodarkę przekreśla negatywny wpływ zatrudnienia w przemyśle ciężkim w czasach komunizmu.

Tabela 11.5. Regresja Coxa sytuacji doświadczenia bezrobocia na 'stare' i 'nowe' segmenty rynku pracy, oraz na interakcję tych segmentów, przy poprawionych błędach standardowych

Zmienne niezależne	Współczynnik B	SE	Stopień ryzyka
'Stare' segmenty rynku pracy			
Nomenklatura	-0,358	0,227	0,699
Przemysł ciężki	0,754***	0,131	2,126***
'Nowe' segmenty rynku pracy			
Nowo sprywatyzowana gospodarka	0,199	0,184	1,220
Współczynniki współzależności			
<i>Nomenklatura</i> *Nowo Sprywat	-0,148	0,449	0,863
Przemysł ciężki*Nowo Sprywat	-0,982**	0,332	0,374**

N=1047; obcinane obserwacje = 720; logarytm pseudoprawdopodobieństwa = -2105,744;
 Wald chi2 (5) = 42,45
 ***p < 0,001; **p < 0,01

Aby odpowiedzieć na pytanie, czy doświadczenie bezrobocia w warunkach zmieniających się struktur rynku pracy jest odmienne dla kobiet i mężczyzn oraz odmienne dla osób w różnym wieku, do równania w tabeli 11.6 włączone zostały płeć i wiek. Ponadto, aby uwzględnić potencjalnie nieliniowy wpływ wieku, model 2 pokazany w tabeli 11.6 zawiera człon będący kwadratem wieku.

Współczynnik dla wieku, statystycznie znaczący dla testu jednostronnego pokazuje, że mężczyźni mają o 26% większe prawdopodobieństwo znalezienia się w sytuacji bezrobocia niż kobiety, przy kontroli innych zmiennych. Wynik ten należy interpretować w kontekście sytuacji w postkomunistycznym społeczeństwie polskim, w której restrukturyzacja gospodarcza oraz niedostateczne

zabezpieczenia społeczne zmusiły wiele kobiet do opuszczenia rynku pracy. Ryzyko doświadczenia bezrobocia ponoszone przez mężczyzn odniesione więc było do ryzyka ponoszonego przez te kobiety, które pozostały na rynku pracy, bądź też decydowały się nań powrócić i które miały kwalifikacje umożliwiające im konkurencyjność na tym rynku. Wpływ wieku jest bardziej intuicyjny – osoby młodsze są bardziej narażone na utratę pracy, jednak w miarę upływu lat wpływ ten ulega zmniejszeniu. Model 2 w tabeli 11.6 pokazuje ponadto, że związek ten może być nieliniowy.

Tabela 11.6. Regresja Coxa sytuacji doświadczenia sytuacji bezrobocia na wybrane zmienne niezależne, przy poprawionych błędach standardowych

Zmienne niezależne	Model 1 ^a			Model 2 ^b		
	Współczynnik	SE	Stopień ryzyka	Współczynnik	SE	Stopień ryzyka
'Stare' segmenty rynku						
<i>Nomenklatura</i>	-0,243	0,213	0,784	-0,231	0,213	0,794
Przemysł ciężki	0,364*	0,15	1,438*	0,360*	0,151	1,434*
'Nowe' segmenty rynku						
Nowo sprywatyzowana gosp.	-0,113	0,182	0,893	-0,098	0,183	0,909
Czynniki współzależności						
Przem. ciężk*Nowo Sprywat.	-0,896**	0,354	0,408**	-0,909**	0,357	0,403**
Płeć (mężczyzna=1)	0,215 ⁺		1,246 ⁺	0,230 ⁺	0,132	1,255 ⁺
Wiek	-0,160***	0,010	0,852***	-0,266***	0,064	0,767***
Wiek ²				0,001 ⁺	0,0006	1,001 ⁺

^a N=1047; obcinane obserwacje = 720; logarytm pseudoprawdopodobieństwa = -1921,101; Wald chi2 (6) = 439,19

^b N=1047; obcinane obserwacje = 720; logarytm pseudoprawdopodobieństwa = -1920,123; Wald chi2 (7) = 571,66

***p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; +p<0,1

Włączenie do modelu płci oraz wieku nie zmienia w sposób zasadniczy podstawowych związków pomiędzy przynależnością do 'starych' i 'nowych' segmentów rynku pracy a ryzykiem jej utraty. Przy kontroli wieku i płci wpływ pracy w przemyśle ciężkim na ryzyko bezrobocia zmniejsza się, jednak nadal pozostaje znaczny i statystycznie istotny. Jednakże ten negatywny wpływ zostaje całkowicie przekreślony dla tych, którzy po upadku komunizmu znaleźli dla siebie miejsce w nowej sprywatyzowanej gospodarce. Dla tej grupy byłych pracowników socjalistycznego przemysłu ciężkiego ryzyko utraty pracy jest o 60% niższe niż dla tych, którzy po transformacji kontynuowali pracę w przemyśle ciężkim, dopiero w nowo sprywatyzowanej gospodarce rozpoczęli pracę zawo-

dową, bądź też należeli do innych sektorów socjalistycznej gospodarki niż dwa obecnie omawiane. Z kolei zmienna nazwana nomenklaturą traci swą istotność statystyczną przy wprowadzeniu kontroli dla płci i wieku. Równanie regresji uwzględniające wszystkie omawiane zmienne z wyjątkiem wieku (dla którego te wyniki nie są omawiane) wskazuje, że przy kontroli płci przynależność do nomenklatury zmniejsza ryzyko bezrobocia (poziom alfa wynosi 0,05).

Interesujące jest wreszcie, czy podstawowe zmienne charakteryzujące polski rynek pracy, tzn. nomenklatura, przemysł ciężki oraz sektor prywatny, mogły mieć odmienny wpływ dla mężczyzn i kobiet oraz odmienny wpływ dla różnych grup wieku. Aby zbadać to, wykonałam analizy regresji Coxa uwzględniając odpowiednie czynniki [składniki] interakcyjne. Ponieważ żaden z tych czynników włącznie z płcią nie okazał się znaczący, można wnioskować, że rozważane tutaj charakterystyki rynku pracy działają tak samo dla kobiet i mężczyzn.

W odniesieniu do wieku zauważyłam jedną istotną interakcję – dotyczącą nomenklatury (tabela 11.7). Traktowana *per se* nomenklatura wciąż zmniejsza ryzyko bezrobocia, jednak kiedy rozważa się ją łącznie z wiekiem, widać, że starszy członkowie tego systemu są bardziej niż inni narażeni na bezrobocie. Dla młodszych członków nomenklatury sytuacja jest jednak odwrotna: w tej kategorii ryzyko utraty pracy było lub jest mniejsze.

Tabela 11.7. Regresja Coxa sytuacji doświadczenia sytuacji bezrobocia na wybrane zmienne niezależne, przy poprawionych błędach standardowych

Zmienne niezależne	Współczynnik	SE	Stopień ryzyka
Płeć (mężczyzna = 1)	0,233 ⁺	0,132	1,263 ⁺
Wiek	-0,165 ^{***}	0,008	0,848 ^{***}
'Stare' segmenty rynku pracy			
Nomenklatura	-3,831 ^{**}	1,360	0,022 ^{**}
Przemysł ciężki	0,352 [*]	0,151	1,422 [*]
'Nowe' segmenty rynku pracy			
Nowo sprywatyzowana gospodarka	-0,106	0,181	0,899
Czynniki współzależności			
Nomenklatura*Wiek	0,066 ^{**}	0,023	1,068 ^{**}
Przem. ciężk.*Nowo spryw.	-0,919 ^{**}	0,355	0,399 ^{**}

N=1047; obcinane obserwacje= 720; logarytm pseudoprawdopodobieństwa = -1917,993;

Wald chi2 (7) = 458,66

***p<0,001; **p<0,01; *p<0,05; +p<0,1

Efekt ten jest bardzo wyraźny i statystycznie istotny. W pewnym sensie nakłada on konieczność reinterpretacji wyników zawartych w tabeli 11.6, ponieważ wskazuje, że błędem byłoby sądzić, iż wpływ nomenklatury staje się pomijalny przy uwzględnieniu wieku. Należy dostrzec, iż przynależność do nomenklatury wpływa na ryzyko bezrobocia różnie dla różnych grup wieku.

Wnioski i dyskusja

Celem tego artykułu jest zbadanie okoliczności znalezienia się po raz pierwszy w sytuacji bezrobocia w toku indywidualnych karier zawodowych w warunkach zmiany systemowej. Stawiam zasadnicze pytanie, czy indywidualne ryzyko utraty pracy zmienia się w wyniku zmian w segmentacji rynku pracy, która nastąpiła po upadku komunizmu. W analizie koncentruję się na zweryfikowaniu trzech głównych hipotez. Pierwsza z nich mówi, że w społeczeństwach przechodzących z gospodarki socjalistycznej do kapitalistycznej ryzyko bezrobocia okaże się mniejsze dla członków systemu dawnej nomenklatury ze względu na ich umiejętność przekształcania zasobów politycznych w ekonomiczne. Druga hipoteza przewiduje większe ryzyko utraty pracy dla osób zatrudnionych przed zmianą systemową w przemyśle ciężkim biorąc pod uwagę to, że 'nowa' gospodarka opiera się na zasadach rynkowych, a nie na wartościach politycznych i ideologicznych uznawanych w komunistycznym państwie/partii. Wychodząc z tych założeń teoretycznych stawiam następne pytanie: czy ruchliwość zawodowa osób przechodzących z pozycji zaliczających się do 'starych' segmentów rynku pracy – nomenklatury i przemysłu ciężkiego – na pozycje w nowo sprywatyzowanej gospodarce może znacząco modyfikować indywidualne ryzyko znalezienia się po raz pierwszy w sytuacji bezrobocia. Odpowiadając na te pytania uwzględniłam charakterystyki demograficzne pracowników, a w szczególności płeć i wiek.

Wyniki tych analiz podtrzymują hipotezy badawcze. Zmiany w strukturze rynku pracy z powodu likwidacji centralnego planowania i rozwijania gospodarki rynkowej wpływają bezpośrednio na indywidualne ryzyko znalezienia się w sytuacji bezrobocia. Ryzyko to zależy jednak od umiejscowienia pracownika w segmentach 'starego' rynku pracy. Byli członkowie nomenklatury narażeni są na znacznie mniejsze ryzyko doświadczenia sytuacji bezrobocia, jednak zatrudnienie pracownika w socjalistycznym sektorze przemysłu ciężkiego bardzo to ryzyko podnosi. Zgodnie z oczekiwaniem przejście z socjalistycznych segmentów rynku pracy na aktywną pozycję w nowo sprywatyzowanej gospodarce jest najczęstsze wśród członków byłej nomenklatury. Widać też, że w miarę jak państwo przestaje zapewniać pracę po zakończeniu okresu nauki, na większe ryzyko bezrobocia narażeni są młodzi. Jednakże wpływ wieku okazał się nieliniowy.

Jeśli chodzi o płeć, wyniki wskazują, że w warunkach restrukturyzacji rynku pracy mężczyźni narażeni są na większe ryzyko doświadczenia bezrobocia niż kobiety. Choć wynik ten wydaje się z pozoru nieintuicyjny, należy pamiętać, iż w postkomunistycznym społeczeństwie polskim restrukturyzacja gospodarcza oraz ograniczenie zabezpieczeń społecznych wyprowadziło wiele kobiet z szeregów pracujących zawodowo. Jest więc rzeczą rozsądną przyjmować, że kobiety, którym udało się pozostać na rynku pracy, obdarzone są szczególnie atrakcyjnymi kwalifikacjami i w porównaniu z tą właśnie grupą ogół zatrudnionych mężczyzn narażony jest na większe ryzyko utraty pracy.

Najbardziej interesujące w tej analizie ustalenie dotyczy korzyści uzyskiwanych przy przejściu do nowo sprywatyzowanej gospodarki, których doświadczają pracownicy socjalistycznego przemysłu ciężkiego. Aczkolwiek ogólnie rzecz biorąc restrukturyzacja gospodarki po roku 1989 zwiększyła ryzyko bezrobocia dla pracowników przemysłu ciężkiego, to negatywny wpływ wywodzenia się z tej gałęzi socjalistycznej gospodarki jest całkowicie wyeliminowany w przypadku tych, którym udało się znaleźć miejsce w nowo sprywatyzowanej gospodarce. Nie tylko bowiem dotyczące ich ryzyko utraty pracy jest znacznie niższe niż ryzyko osób, które pozostały w przemyśle ciężkim, ale jest ono również niższe niż ryzyko osób nigdy w przemyśle ciężkim niezatrudnionych.

Reasumując, przeprowadzone tu analizy pokazują, że segmentacja rynku pracy przed i po 1989 roku ma długotrwały wpływ na ryzyko bezrobocia, przy czym w przypadku wywodzenia się z systemu socjalistycznej nomenklatury wpływ ten jest istotny statystycznie, jeśli uwzględnić jego oddziaływanie z wiekiem. Przedstawione wyniki wykraczają poza to, co oczywiste: kapitał ludzki jest odwrotnie proporcjonalnie związany z ryzykiem bezrobocia, co wskazuje na wagę kapitału społecznego w transformacji systemowej postkomunistycznych społeczeństw Europy Centralnej i Wschodniej.