

*Paweł Kubiak\**

### OCZEKIWANIA PŁACOWE BEZROBOTNYCH I ICH DETERMINANTY – ANALIZA EMPIRYCZNA

Koniec pierwszej dekady XXI w dyskusji dotyczącej rynku pracy w Polsce zdominowany został przez problem oceny stanu wdrożenia *modelu flexicurity*. Model ten składa się z czterech głównych komponentów: elastycznych form zatrudnienia, kształcenia ustawicznego, aktywnej polityki rynku pracy i nowoczesnego systemu zabezpieczenia społecznego.

W badaniach dotyczący systemu zabezpieczenia społecznego zwraca się uwagę na oddziaływania zasiłków dla bezrobotnych na zachowanie bezrobotnych na rynku pracy.<sup>1</sup> W tym kontekście ważnym problemem jest określenie oczekiwań płacowych bezrobotnych i ich determinanty, ze szczególnym uwzględnieniem wpływu zasiłków dla bezrobotnych, co właśnie zostało przyjęte jako cel tego opracowania.

#### RÓWNANIE OCZEKIWANYCH PŁAC PRZEZ BEZROBOTNYCH

W pracy przyjęto założenie, że oczekiwania płacowe bezrobotnych można opisywać w podobny sposób jak płace osób zatrudnionych. Za podstawę konstrukcji modelu przyjęto więc równanie płac postaci:

$$\ln[w_i(S_i, X_i)] = \alpha_0 + \alpha_1 S_i + \alpha_2 X_i + \alpha_3 X_i^2 + U_i \quad (1)$$

gdzie:  $w_i$ ,  $S_i$  i  $X_i$  to odpowiednio: płaca, lata edukacji i doświadczenie zawodowe zdobyte w trakcie wykonywania pracy;  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  to szacowane parametry równania, a  $U_i$  to składnik losowy.

---

\* Dr, Katedra Makroekonomii, Uniwersytet Łódzki.

<sup>1</sup> Problem ten został podjęty m. in. w pracach: E. Kwiatkowski, Cz. Domański, P. Kubiak, *Forms, Principles and Effects of the Labour Market Policies in Poland in Transition*, "Statistics in Transition", vol 4, nr 3, 1999, s. 333-364; E. Kryńska, (red.), *Flexicurity w Polsce. Diagnoza i rekomendacje*, MPiPS, Warszawa 2009.

Równanie (1) jest najczęstszą specyfikacją modelu Mincera pokazującego związek między poziomem oczekiwanych płac a wykształceniem i doświadczeniem zawodowym.<sup>2</sup>

W naszym zastosowaniu jako zmienną objaśnianą przyjmujemy logarytm oczekiwanego przez bezrobotnych miesięcznego wynagrodzenia netto. Wysokość oczekiwanych płac zależy od poziomu wykształcenia bezrobotnego oraz od zgromadzonego przez niego doświadczenia zawodowego. Oczekiwane zarobki będą tym wyższe, im wyższy jest poziom wykształcenia. Staż pracy także dodatnio oddziałuje na poziom oczekiwanych płac. Wpływ wieku bezrobotnego na poziom płac nie jest jednak liniowy. Występują tu dwa efekty wzajemnie się znoszące: efekt wzrostu doświadczenia zawodowego i efekt spadku możliwości jednostki wywołanej starzeniem się. Wzrost doświadczenia zawodowego jednostki przekłada się na wzrost oczekiwań płacowych. Efekt spadku możliwości jednostki z czasem coraz silniej je jednak ogranicza<sup>3</sup>. Dodatkowo do równania tego dodamy jeszcze płeć i średni poziom płac w miejscu zamieszkania. Oba te czynniki bezsprzecznie wpływają na oczekiwania płacowe bezrobotnych. Kobiety zazwyczaj uzyskują niższe wynagrodzenie niż mężczyźni. Oczekiwania płacowe bezrobotnych kobiet powinny także różnić się od oczekiwań płacowych bezrobotnych mężczyzn. Ich wysokość winna być także mocno skorelowana z wysokością płac osiąganych na danym obszarze.

Ostatnią determinantą oczekiwań płacowych bezrobotnych często wskazywaną w literaturze są zasiłki dla bezrobotnych. Zazwyczaj uważa się, że bezrobotni pobierający zasiłek oczekują wyższych płac niż bezrobotni pozbawieni prawa do zasiłku.

## DANE I MODEL

Dane wykorzystane w analizie pochodzą z przeprowadzonego w I kwartale 2008 r. badania aktywności ekonomicznej ludności (BAEL). Do analizy przygotowano próbę obejmującą osoby zarejestrowane jako bezrobotne w PUP w momencie badania. Próba zawiera dane indywidualne dotyczące płci, wykształcenia, wieku, miejsca zamieszkania, stanu cywilnego, faktu pobierania zasiłku oraz oczekiwanej przez respondentą wysokości płacy miesięcznej netto.

---

<sup>2</sup> J. Mincer, *Schooling, Experience and Earnings*, New York 1974: National Bureau of Economic Research. Przegląd zastosowań równania Mincera i jego dekompozycji zawiera praca: A. Kunze, *The Determination Wage Gap: A Survey*, Discussion Paper No. 193, 2000, IZA.

<sup>3</sup> K. Cichy, K. Malaga, *Kapitał ludzki w modelach i teorii wzrostu gospodarczego*, [w:] *Kapitał ludzki i kapitał społeczny a rozwój regionalny*, Herbst M. (red.), Wydawnictwo Naukowe SCHOLAR, Warszawa 2007, s. 20-22.

Ilość lat edukacji respondenta została określona na podstawie deklarowanego poziomu wykształcenia, według następującego schematu:

- niepełne podstawowe i podstawowe – 8 lat,
- zasadnicze zawodowe – 11 lat,
- średnie ogólnokształcące – 12 lat,
- średnie zawodowe i policealne – 13 lat,
- wyższe – 17 lat.

Doświadczenie zawodowe bezrobotnych zostało ujęte w kategorii wieku. Zmienna określająca płeć przyjmuje wartość 1 dla mężczyzn i 0 dla kobiet. Dodatkowo do próby dodano zmienną zawierającą informację o średnim poziomie płac w poszczególnych województwach w 2007 r.

Wysokość oczekiwanych płac w przygotowanej próbie nie jest znana dla wszystkich respondentów. Zarejestrowani bezrobotni wykonujący pracę „na czarno” lub pozostający bierni zawodowo nie określają oczekiwanej płacy. To czy konkretna osoba zarejestrowana jako bezrobotna jest faktycznie osobą poszukującą pracy czy też nie trudno uznać za zjawisko losowe. Z tego powodu postanowiono wykorzystać model Heckmana. W modelu tym dodatkowo występuje równanie doboru obserwacji do próby. Równanie to pozwala określić, z jakim prawdopodobieństwem dana jednostka trafią do badanej próby, tzn. jest nie tylko zarejestrowana jako bezrobotna, ale faktycznie jest osobą pozostającą bez pracy i jej poszukującą. Następnie prawdopodobieństwa te zostają przekształcone i wykorzystane w głównym równaniu modelu jako dodatkowa zmienna<sup>4</sup>.

Podstawowe równanie opisane jest wzorem (2). W równaniu selekcji do zmiennych wykorzystanych w równaniu głównym dołączono dwie zmienne określające stan cywilny i miejsce zamieszkania. Zmienna określająca stan cywilny przyjmuje wartość 1 dla osób pozostających w związku i 0 w pozostałych przypadkach. Zmienna miejsce zamieszkania przyjmuje wartość 1 dla mieszkańców wsi i 0 dla mieszkańców miast. Model oszacowano metodą największej wiarygodności.

---

<sup>4</sup> Zob. W. H. Greene, *Econometric Analysis*, Prentice Hall International, (UK) Limited, London 2000, s. 935 i następne.

## REZULTATY BADAŃ

Równanie oczekiwań płacowych bezrobotnych przyjmuje postać:

$$\ln[ew_i] = \alpha_0 + \alpha_1 S_i + \alpha_2 X_i + \alpha_3 X_i^2 + \alpha_4 Z_i + \alpha_5 AW_i + U_i \quad (2)$$

gdzie:  $ew_i$  to oczekiwana płaca,  $S_i$  - lata edukacji,  $X_i$  to doświadczenie zawodowe zdobyte w trakcie wykonywania pracy,  $Z_i$  to płeć,  $AW_i$  to średnia płaca w miejscu zamieszkania *i-tego* bezrobotnego;  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$  to szacowane parametry równania, a  $U_i$  to składnik losowy.

Parametry równania  $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  określają stopę zwrotu z inwestycji odpowiednio w wykształcenie i doświadczenie zawodowe, a ich interpretacja jest następująca:

$\alpha_1$  – wzrost liczby lat edukacji o 1 rok powoduje wzrost poziomu oczekiwanej płacy netto o  $\alpha_1 \cdot 100\%$

$\alpha_2$  – wzrost doświadczenia zawodowego o kolejny rok powoduje wzrost poziomu oczekiwanej płacy netto o  $\alpha_2 \cdot 100\%$

$\alpha_3$  – wskazuje jak silnie wyhamowywany jest wzrost poziomu oczekiwanej płacy netto z tytułu wzrostu doświadczenia zawodowego wraz z wiekiem.

Parametr  $\alpha_4$  określa różnicę w poziomie oczekiwanych płac w przekroju płci, a ostatni parametr  $\alpha_5$  - określa jak wysokość przeciętnych płac w miejscu zamieszkania bezrobotnego wpływa na wysokość jego oczekiwań płacowych.

Wyniki regresji zestawiono w tabeli 1. Badana próba liczyła 2515 obserwacji, z czego 1196 zostało użyte w równaniu oczekiwanych płac przez bezrobotnych. Wszystkie oszacowane parametry głównego równania są istotne statystycznie i mają znaki zgodne z oczekiwaniami. W badanej próbie średnia oczekiwana premia za dodatkowy rok nauki wyniosła 3,95%, a za każdy kolejny rok zdobywania doświadczenia zawodowego 3%. Oczekiwanie płacowe bezrobotnych są dodatnio skorelowane ze średnim poziomem płac w województwie, a bezrobotni mężczyźni oczekują płac o 31% wyższych ceteris paribus niż bezrobotne kobiety.

Tabela 1

## Oszacowania parametrów modelu Heckmana (dla ogółu bezrobotnych)

Równanie główne modelu				
	Parametr	Błąd standardowy	statystyka t	P> t
lata edukacji	0,040	0,005	8,370	0,000
wiek	0,030	0,007	4,070	0,000
kwadrat wieku	-0,000	0,000	-4,320	0,000
mężczyzna/kobieta	0,315	0,023	13,450	0,000
średnia płaca w województwie	0,000	0,000	2,940	0,003
stała	5,453	0,169	32,210	0,000
Równanie doboru próby				
	Parametr	Błąd standardowy	statystyka t	P> t
lata edukacji	0,053	0,011	4,920	0,000
wiek	0,052	0,017	3,110	0,002
kwadrat wieku	-0,001	0,000	-3,310	0,001
mężczyzna/kobieta	0,450	0,053	8,460	0,000
średnia płaca w województwie	-0,121	0,044	-2,750	0,006
stan cywilny	-0,059	0,039	-1,490	0,137
wieś/miasto	-1,610	0,337	-4,780	0,000
stała	0,053	0,011	4,920	0,000
Liczba obserwacji = 2515				
Liczba obserwacji nieocenzurowanych = 1196				
Statystyka Walda $\chi^2(5) = 240,36$				

Źródło: BAEL, opracowanie własne.

Determinantą, którą pominieliśmy w równaniu 2 są zasiłki dla bezrobotnych. Chcąc określić ich wpływ postanowiono porównać oszacowania równań oczekiwań płacowych dla zasiłkobiorców i bezrobotnych bez prawa do zasiłku (niezasiłkobiorców).

Tabela 2

**Oszacowania parametrów modelu Heckmana  
(dla bezrobotnych z prawem do zasiłku)**

<b>Równanie główne modelu</b>				
	<b>Parametr</b>	<b>Błąd standardowy</b>	<b>Statystyka t</b>	<b>P&gt; t </b>
lata edukacji	0,042	0,013	3,350	0,001
wiek	0,070	0,020	3,400	0,001
kwadrat wieku	-0,001	0,000	-3,370	0,001
mężczyzna/kobieta	0,312	0,059	5,260	0,000
średnia płaca w województwie	0,000	0,000	1,550	0,121
stała	4,658	0,496	9,390	0,000
<b>Równanie doboru próby</b>				
	<b>Parametr</b>	<b>Błąd standardowy</b>	<b>Statystyka t</b>	<b>P&gt; t </b>
lata edukacji	0,065	0,033	1,990	0,046
wiek	0,166	0,055	3,030	0,002
kwadrat wieku	-0,002	0,001	-2,960	0,003
mężczyzna/kobieta	0,395	0,149	2,660	0,008
średnia płaca w województwie	-0,435	0,155	-2,810	0,005
stan cywilny	-0,106	0,135	-0,780	0,433
wieś/miasto	-3,624	1,136	-3,190	0,001
stała	0,065	0,033	1,990	0,046
Liczba obserwacji = 326				
Liczba obserwacji nieocenzurowanych = 140				
Statystyka Walda $\chi^2(5) = 39,78$				

Źródło: BAEL, opracowanie własne.

W tabeli 2 zestawiono wyniki szacunków równania (2) dla zasiłkobiorców. W badanej próbie 326 bezrobotnych posiadało prawo do zasiłku, z czego informacje o 186 osobach zostały użyte w równaniu głównym modelu Heckmana. W tej próbie średnia oczekiwana premia za dodatkowy rok nauki wyniosła 4,23%, a za każdy kolejny rok zdobywania doświadczenia zawodowego 6,95%. Oczekiwania płacowe bezrobotnych z prawem do zasiłku są dodatnio skorelowane ze średnim poziomem płac w województwie, ale oszacowany parametr jest nieistotny statystycznie. Bezrobotni mężczyźni

pobierający zasiłek oczekują płac o 31% wyższych *ceteris paribus* niż bezrobotne kobiety.

Tabela 3

**Oszacowania parametrów modelu Heckmana  
(dla bezrobotnych bez prawa do zasiłku)**

<b>Równanie główne modelu</b>					
	<b>Parametr</b>	<b>Błąd standardowy</b>	<b>Statystyka t</b>	<b>P&gt; t </b>	
	lata edukacji	0,037	0,005	7,150	0,000
	wiek	0,025	0,008	2,990	0,003
	kwadrat wieku	0,000	0,000	-3,340	0,001
	mężczyzna/kobieta	0,310	0,026	12,040	0,000
	średnia płaca w województwie	0,000	0,000	2,750	0,006
	stała	5,570	0,182	30,610	0,000
<b>Równanie doboru próby</b>					
	<b>Parametr</b>	<b>Błąd standardowy</b>	<b>Statystyka t</b>	<b>P&gt; t </b>	
	lata edukacji	0,050	0,011	4,420	0,000
	wiek	0,037	0,017	2,110	0,035
	kwadrat wieku	-0,001	0,000	-2,380	0,017
	mężczyzna/kobieta	0,463	0,057	8,140	0,000
	średnia płaca w województwie	-0,073	0,044	-1,660	0,097
	stan cywilny	-0,050	0,039	-1,290	0,196
	wieś/miasto	-1,339	0,351	-3,810	0,000
	stała	0,050	0,011	4,420	0,000
Liczba obserwacji = 2189					
Liczba obserwacji nieocenzurowanych = 1010					
Statystyka Walda $\chi^2(5) = 194,6$					

Źródło: BAEL, opracowanie własne.

Porównajmy te wyniki z wynikami estymacji modelu na próbie bezrobotnych pozbawionych prawa do zasiłku zawartych w tabeli 3. Osób takich w badanej próbie było 2189, z czego 1010 obserwacji wykorzystano przy szacowaniu parametrów równania oczekiwań płacowych. W tej próbie średnia oczekiwana premia za dodatkowy rok nauki wyniosła 3,73%, a za każdy kolejny rok zdobytego doświadczenia zawodowego 2,45%. Oczekiwania płacowe

bezrobotnych bez prawa do zasiłku są dodatnio skorelowane ze średnim poziomem płac w województwie. Bezrobotni mężczyźni bez prawa do zasiłku oczekują płac o 31% wyższych *ceteris paribus* niż bezrobotne kobiety.

Premia oczekiwana za wykształcenie i doświadczenie zawodowe jest silnie zróżnicowana w zależności od tego czy bezrobotny pobiera zasiłek czy też nie. Ogólnie można stwierdzić, że zasiłkobiorcy oczekują wyższej premii z tytułu wykształcenia o 0,5 punktu procentowego i aż o 4,5 punktu procentowego wyższej z tytułu doświadczenia zawodowego. W oczekiwanych płacach zasiłkobiorców silniej uwidocznił się też negatywny efekt utraty możliwości wraz z wiekiem (parametr dla kwadratu wieku jest, co do modułu wyraźnie wyższy niż u bezrobotnych bez prawa do zasiłku).

Ostatnim etapem badań była próba określenia skali wpływu zasiłków na oczekiwania płacowe bezrobotnych na polskim rynku pracy. Dokonano tego poprzez dekompozycję różnic w oczekiwaniach płacowych metodą Oaxaca-Blindera (1973) między zasiłkobiorcami i bezrobotnymi bez prawa do zasiłku przedstawionych wcześniej<sup>5</sup>.

Jeśli  $W_{UB}$  i  $W_{nUB}$  oznaczają faktyczne oczekiwane płace bezrobotnych z prawem do zasiłku i bez prawa do zasiłku, to całkowitą różnicę oczekiwanych płac między tymi dwoma grupami możemy określić wskaźnikiem:

$$G = \frac{W_{UB}}{W_{nUB}} - 1. \quad (3)$$

Różnicę w oczekiwaniach płacowych wynikającą tylko z różnic w obserwowanych charakterystykach bezrobotnych należących do obu grup tj. średni poziom wykształcenia, czy doświadczenia zawodowego określa wskaźnik:

$$Q = \frac{W_{UB}^*}{W_{nUB}^*} - 1. \quad (4)$$

Stosunek relacji faktycznych oczekiwanych płac bezrobotnych z prawem do zasiłku i bez prawa do zasiłku (G) do relacji średnich oczekiwanych płac hipotetycznych (Q) potraktujemy, analogicznie do koncepcji Oaxaca i Bindera, jako miarę wpływu zasiłków na oczekiwania płacowe (D), czyli:

$$D + 1 = \frac{G + 1}{Q + 1}. \quad (5)$$

<sup>5</sup> por. Oaxaca, Ronald, *Male-female wage differentials in urban labor markets*, "International Economic Review", 14(3), 1973, s.693-700 i Santos Clementina, González Pilar, *Gender Wage Differentials in the Portuguese Labor Market*, DP 2003 – 03, [dostęp 02. 06. 2010] dostępny w Internecie: <<http://www.fep.up.pt/investigacao/cete/papers/index.html>>



Logarytmując równanie (5) otrzymujemy:

$$\ln(G+1) = \ln(Q+1) + \ln(D+1) \quad (6)$$

czyli:

$$\overline{\ln W_{UB}} - \overline{\ln W_{nUB}} = \ln(Q+1) + \ln(D+1) \quad (7)$$

Równanie (7) przedstawia standardową dekompozycję Oaxaca-Bindera (1973). Pierwszy element po prawej stronie równania (7) mierzy objaśnianą część różnic oczekiwań płacowych. Jest on różny od zera zawsze wtedy, gdy grupa zasiłkobiorców różni się od grupy niezasiłkobiorców cechami istotnymi dla rynku pracy (np. zasobem kapitału ludzkiego). Drugi element mierzy nie objaśnianą część różnic w oczekiwaniach płacowych. Jest to miara różnic w oczekiwaniach płacowych między zasiłkobiorcami a niezasiłkobiorcami, która wystąpiłaby nawet wówczas, gdy charakterystyki tych dwóch grup byłyby identyczne. W naszym zastosowaniu jest to miara siły wpływu zasiłków na oczekiwania płacowe bezrobotnych.

Wyniki przeprowadzonej dekompozycji zawiera tabela 4. Zasiłkobiorcy średnio oczekiwali płac wyższych od niezasiłkobiorców o 23%. Ich oczekiwania płacowe ze względu na różnice w obserwowanych charakterystykach powinny być wyższe o 9%. Pozostałą część faktycznej różnicy można przypisać wpływowi zasiłków. Przeprowadzone badania potwierdzają hipotezę o dodatnim wpływie systemu zasiłkowego na oczekiwania płacowe.

**Tabela 4**

**Dekompozycja Oaxaca-Blindera**

Wyszczególnienie	Różnica (w %)
Całkowita różnica w oczekiwanych płacach (G)	23,3
Różnica wynikająca z różnic w charakterystykach (Q)	9,0
Różnica wynikająca z różnic oszacowanych parametrów (wpływ zasiłków na oczekiwania płacowe) (D)	14,3
Procent całkowitej różnicy	
Różnica objaśniana (Q/G)	38,8
Różnica nieobjaśniana (D/G)	61,2

Źródło: tabela 2 i 3, opracowanie własne

**WNIOSKI**

Przeprowadzone badania potwierdzają wpływ szeregu czynników na wysokość oczekiwań płacowych bezrobotnych. Czynniki te to, wykształcenie, doświadczenie zawodowe, płeć, poziom płac w miejscu zamieszkania. Ponadto potwierdzono wpływ systemu zasiłkowego na wysokość oczekiwań płacowych. To ostatnie ustalenie wydaje się najważniejszą obserwacją niniejszej pracy. Zasiłkobiorcy poszukują ofert pracy związanych z wyższymi płacami. To z jednej strony może świadczyć o zwiększaniu presji płacowej przez system zasiłkowy, a z drugiej o tym, że zasiłkobiorcy szukają „lepszey” pracy.

Dokładna analiza statystyczna uzyskanych wyników nie jest zadowalająca. Co prawda wszystkie przeprowadzone testy potwierdzały celowość zastosowanej procedury Heckamana do opisu badanej zależności, ale zastosowane równanie selekcji nie okazało się zbyt trafne. Wyniki tej niedoskonałości przekładają się na oszacowane parametry modeli. Do ich interpretacji należy podchodzić ostrożnie, traktując je bardziej jako wskazanie kierunku związku niż precyzyjnej miary siły związku. Zastosowana metoda wydaje się być jednak bardzo obiecująca. Zastosowanie znanych metod analizy równań płac do analizy oczekiwań płacowych bezrobotnych oraz wpływu systemu zasiłkowego na nie pozwala na bardziej dogłębne poznanie tych zjawisk.

*Paweł Kubiak*

**THE UNEMPLOYED WAGE EXPECTATIONS AND  
THEIR DETERMINANTS – EMPIRICAL ANALYSIS**

(Summary)

The main goal of the paper is to show, empirically, what is the minimum monthly gross salary that would encourage unemployed to take up employment and indicate some determinants of this. In particular we try to examine the impact of unemployment benefits on the level of threshold salary.

The studies demonstrated that persons who receive benefits usually have higher salary expectations than the unemployed without the right to benefits. This may – on one hand – indicate that the benefit system puts a higher pressure on salary increases. On the other hand, this may also indicate that persons who receive benefits search for a “better” job.