

STULECIE POLSKIEGO TOWARZYSTWA
STATYSTYCZNEGO
KONGRES STATYSTYKI POLSKIEJ
18—20 KWIETNIA 2012 R., POZNAŃ

Dominik ŚLIWICKI

Czynniki determinujące poziom wynagrodzenia

Wynagrodzenie jest zapłatą za pracę wykonaną przez pracownika na rzecz pracodawcy z tytułu zawartej umowy. Wyróżnia się cztery podstawowe funkcje wynagrodzeń: społeczną, kosztową, motywacyjną i dochodową. Funkcja społeczna wiąże się ze znaczeniem płac dla określenia pozycji społecznej, prestiżu, poczucia ważności i użyteczności. Funkcja kosztowa dotyczy w szczególności pracodawców, ponieważ dla nich płaca jest kosztem prowadzenia działalności gospodarczej. Funkcja motywacyjna wynagrodzeń przejawia się w skłonności ludzi do podejmowania pracy. Funkcja dochodowa dotyczy przede wszystkim pracowników, ponieważ płaca jest dla nich źródłem dochodu, który służy do zaspokajania potrzeb materialnych i niematerialnych własnych oraz ich rodzin (Borkowska, 1999).

Badania rynku pracy niejednokrotnie zmierzają w kierunku identyfikacji czynników wpływających na wielkość wynagrodzeń. Jednym z najbardziej użytecznych narzędzi w badaniu takiego typu jest model ekonometryczny, który identyfikuje istotne czynniki wpływające na poziom wynagrodzeń oraz określa kierunek i wielkość tego wpływu.

W artykule przedstawiono ekonometryczny model czynników wpływających na wielkość wynagrodzeń w postaci zmiennej skategoryzowanej (grupy decylo-

we). Dane wykorzystane do oszacowania modelu pochodzą z *Badania struktury wynagrodzeń według zawodów* prowadzonego przez GUS.

TEORETYCZNE PODSTAWY UPORZĄDKOWANYCH MODELI LOGITOWYCH

Wielomianowy model logitowy opisuje prawdopodobieństwo przyjęcia przez i -tą obserwację obserwowalnej zmiennej y wartości równej j . Model wielomianowy różni się od dwumianowego tym, że zmienna obserwowalna y_i przyjmuje więcej niż dwie wartości. W uporządkowanym modelu logitowym prawdopodobieństwo to wyraża się wzorem (Amemiya, 1985):

$$p_{ij} = P(y_i = j) = \frac{\exp(K_j - x'_i \beta)}{1 + \exp(K_j - x'_i \beta)} - \frac{\exp(K_{j-1} - x'_i \beta)}{1 + \exp(K_{j-1} - x'_i \beta)}$$

gdzie:

- i — numer obserwacji,
- k — liczba zmiennych objaśniających,
- $X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{ki}$ — wartości poszczególnych zmiennych objaśniających dla i -tej obserwacji,
- $\beta_1, \dots, \beta_k$ — parametry,
- u_i — składnik losowy,
- K_{j-1}, K_j — kolejne progi, konstruowane według formuły (Amemiya, 1985):

$$y_i = j \Leftrightarrow K_{j-1} < y_i^* \leq K_j \quad \text{dla } j = 1, 2, \dots, J$$

$$K_0 = -\infty \quad K_{j+1} = \infty$$

y_i^* — zmienna nieobserwowalna, określona wzorem:

$$y_i^* = \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i$$

Przekroczenie j -tego progu przez zmienną nieobserwowalną y_i^* oznacza przyjęcie przez zmienną y_i wartości $j+1$.

Estymacji modelu dokonuje się za pomocą metody największej wiarygodności poprzez maksymalizację ze względu na $\beta, K_1, K_2, \dots, K_{J-1}$ funkcji wiarygodności danej wzorem (Chow, 1995):

$$L(y|x; \beta, K_1, K_2, \dots, K_{J-1}) = \prod_{j=1}^n \prod_{j=1}^J \left[\frac{\exp(K_j - x'_i \beta)}{1 + \exp(K_j - x'_i \beta)} - \frac{\exp(K_{j-1} - x'_i \beta)}{1 + \exp(K_{j-1} - x'_i \beta)} \right]^{d_{ij}}$$

Ze względów obliczeniowych wygodnie jest maksymalizować logarytm funkcji wiarygodności:

$$\ln L(y|x; \beta, K_1, K_2, \dots, K_{J-1}) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J d_{ij} \ln \left[\frac{\exp(K_j - x_i' \beta)}{1 + \exp(K_j - x_i' \beta)} - \frac{\exp(K_{j-1} - x_i' \beta)}{1 + \exp(K_{j-1} - x_i' \beta)} \right]$$

gdzie $d_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{gdy } y_i = j \\ 0 & \text{w przeciwnym przypadku} \end{cases}$

Łączną istotność zmiennych objaśniających modelu można zweryfikować za pomocą testu ilorazu wiarygodności, w którym hipoteza zerowa głosi, że model uwzględniający tylko progi $K_1, K_2, \dots, K_{J-1}$ jest równie dobry, jak model oszacowany. Statystyka testowa ma rozkład $\chi^2(k)$ i przyjmuje postać (Greene, 1993):

$$LR = 2(\ln L_p - \ln L_{ww})$$

gdzie:

L_p — oznacza wartość funkcji wiarygodności dla pełnego modelu,

L_{ww} — oznacza wartość funkcji wiarygodności dla modelu zawierającego tylko progi $K_1, K_2, \dots, K_{J-1}$.

Oceny zdolności predykcyjnych uporządkowanego modelu logitowego można dokonać na podstawie tzw. zliczeniowego R^2 , który jest wyznaczany na podstawie trafności prognoz generowanych przez ten model.

ZESTAWIENIE (I) TRAFNOŚCI PROGNOZ GENEROWANYCH PRZEZ WIELOMIANOWY MODEL LOGITOWY

y_i	$\hat{y}_i$				Suma	Trafność
	1	2	...	J		
1	n_{11}	n_{12}	...	n_{1J}	$\sum_{j=1}^J n_{1j}$	$\frac{n_{11}}{\sum_{j=1}^J n_{1j}} 100\%$
2	n_{21}	n_{22}	...	n_{2J}	$\sum_{j=1}^J n_{2j}$	$\frac{n_{22}}{\sum_{j=1}^J n_{2j}} 100\%$
$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$	$\ddots$	$\vdots$	$\vdots$	$\vdots$
J	n_{J1}	n_{J2}	...	n_{JJ}	$\sum_{j=1}^J n_{Jj}$	$\frac{n_{JJ}}{\sum_{j=1}^J n_{Jj}} 100\%$
Suma ...	$\sum_{j=1}^J n_{j1}$	$\sum_{j=1}^J n_{j2}$	...	$\sum_{j=1}^J n_{jJ}$	n	$\frac{\sum_{j=1}^J n_{jj}}{n} 100\%$

Źródło: opracowanie własne.

Zliczeniowy R^2 wyraża się wzorem:

$$\text{zliczeniowy } R^2 = \frac{\sum_{j=1}^J n_{jj}}{n} 100\%$$

Wartość tego współczynnika informuje, jaki procent obserwacji został poprawnie zaklasyfikowany.

Jeśli model zaklasyfikuje do jednej kategorii nadzwyczaj dużo obserwacji, wówczas wyznacza się skorygowany zliczeniowy R^2 o postaci:

$$\text{skorygowany zliczeniowy } R^2 = \frac{\sum_{j=1}^J n_{jj} - \max_l \sum_{j=1}^J n_{lj}}{n - \max_l \sum_{j=1}^J n_{lj}} 100\%$$

Współczynnik w wersji skorygowanej dużo lepiej oddaje zdolności predykcyjne modelu.

Jednym ze sposobów interpretacji uzyskanych wyników jest iloraz szans. Wyraża się on wzorem (Gruszczyński, 2010):

$$\frac{\Delta_m Odds(y_i > j)}{Odds(y_i > j)} = \exp(\beta_m)$$

gdzie:

$\Delta_m Odds(y_i > j)$ — szansa zdarzenia polegającego na tym, że wartość y_i przekroczy j przy zmienionej o jednostkę wartości x_{im} ,

$Odds(y_i > j)$ — szansa zdarzenia polegającego na tym, że wartość y_i przekroczy j przy niezmienionej wartości x_{im} .

Ilorazy szans interpretuje się jako procentowy wpływ *ceteris paribus* jednostkowej zmiany wartości zmiennej objaśniającej na szansę przekroczenia przez zmienną objaśnianą kolejnych wartości.

Innym sposobem interpretacji uzyskanych wyników jest efekt kompensujący. Wyraża się on wzorem (Gruszczyński, 2010):

$$\frac{\Delta x_{im}}{\Delta x_{in}} = - \frac{\beta_n}{\beta_m}$$

Efekt kompensujący pozwala odpowiedzieć na pytanie, o ile musiałaby zmienić się wartość zmiennej x_{im} , aby skompensować jednostkowy wzrost wartości zmiennej x_{in} .

DANE STATYSTYCZNE

Model ekonometryczny został oszacowany na danych zebranych w ramach przytoczonego badania struktury wynagrodzeń. Dane ostatniej edycji badania dotyczą października 2010 r. W celu zapewnienia porównywalności wszystkie dane zostały przeliczone tak, aby oddawać sytuację, w której pracownik pracowałby na pełen etat przez cały rok (252 dni). W wynagrodzeniu uwzględniono 1/12 honorariów mających charakter wynagrodzenia pracowniczego za rok 2010, 1/12 dodatkowego wynagrodzenia rocznego dla pracowników jednostek sfery budżetowej oraz 1/12 wypłat z tytułu udziału w zysku lub w nadwyżce bilansowej w spółdzielniach.

Wartościami zmiennej obserwowalnej y_i w modelu są poziomy wynagrodzeń określone przez grupy decylowe:

$$y_i = \begin{cases} 1 — & WYN < 1599,97 \text{ zł} \\ 2 — & 1599,97 \text{ zł} \leq WYN < 1987,00 \text{ zł} \\ 3 — & 1987,00 \text{ zł} \leq WYN < 2337,14 \text{ zł} \\ 4 — & 2337,14 \text{ zł} \leq WYN < 2687,13 \text{ zł} \\ 5 — & 2687,13 \text{ zł} \leq WYN < 3048,73 \text{ zł} \\ 6 — & 3048,73 \text{ zł} \leq WYN < 3468,00 \text{ zł} \\ 7 — & 3468,00 \text{ zł} \leq WYN < 3973,65 \text{ zł} \\ 8 — & 3973,65 \text{ zł} \leq WYN < 4654,48 \text{ zł} \\ 9 — & 4654,48 \text{ zł} \leq WYN < 6040,26 \text{ zł} \\ 10 — & 6040,26 \text{ zł} \leq WYN \end{cases}$$

W roli zmiennych objaśniających w modelu wystąpiły cechy pracownika oraz pracodawcy (zestawienie 2). W modelu nie uwzględniono zmiennej *WIEK* z uwagi na wysoką korelację ze zmienną *STAZ*. W zestawieniu (2) wyróżniono zmienne referencyjne.

ZESTAWIENIE (2) ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH

Zmienne	Opis zmiennych	Zmienne	Opis zmiennych
Województwo zamieszkania			
<i>WOJ02</i>	dolnośląskie	<i>WOJ18</i>	podkarpackie
<i>WOJ04</i>	kujawsko-pomorskie	<i>WOJ20</i>	podlaskie
<i>WOJ06</i>	lubelskie	<i>WOJ22</i>	pomorskie
<i>WOJ08</i>	lubuskie	<i>WOJ24</i>	śląskie
<i>WOJ10</i>	łódzkie	<i>WOJ26</i>	świętokrzyskie
<i>WOJ12</i>	małopolskie	<i>WOJ28</i>	warmińsko-mazurskie
<i>WOJ14</i>	mazowieckie	<i>WOJ30</i>	wielkopolskie
<i>WOJ16</i>	opolskie	<i>WOJ32</i>	zachodniopomorskie
Wielkość podmiotu			
<i>MALE</i>	małe	<i>DUZE</i>	duże
<i>SREDNIE</i>	średnie		

ZESTAWIENIE (2) ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH (cd.)

Zmienne	Opis zmiennych	Zmienne	Opis zmiennych
Sposób ustalania wynagrodzeń za pracę			
<i>SUW1</i>	w ponadzakładowym układzie pracy	<i>SUW3</i>	na podstawie innych przepisów wynagradzania
<i>SUW2</i>	w zakładowym układzie pracy		
Grupa zawodów			
<i>ZAW1</i>	parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy	<i>ZAW6</i>	rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy
<i>ZAW2</i>	specjaliści	<i>ZAW7</i>	robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy
<i>ZAW3</i>	technicy i inny średni personel	<i>ZAW8</i>	operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń
<i>ZAW4</i>	pracownicy biurowi	<i>ZAW9</i>	pracownicy przy pracach prostych
<i>ZAW5</i>	pracownicy usług osobistych i sprzedawcy		
Płeć			
<i>PLEC</i>	mężczyzna = 1		
Wykształcenie			
<i>WYKSZ1</i>	wyższe ze stopniem naukowym co najmniej doktora	<i>WYKSZ6</i>	średnie ogólnokształcące
<i>WYKSZ2</i>	wyższe z tytułem magistra, lekarza lub równorzędnym	<i>WYKSZ7</i>	zasadnicze zawodowe
<i>WYKSZ3</i>	wyższe z tytułem inżyniera, licencjata, dyplomowanego ekonomisty lub równorzędnym	<i>WYKSZ8</i>	gimnazjalne
<i>WYKSZ4</i>	policealne	<i>WYKSZ9</i>	podstawowe i niepełne podstawowe
<i>WYKSZ5</i>	średnie zawodowe		
Rodzaj umowy o pracę			
<i>RUOP1</i>	na czas nieokreślony	<i>ROUP3</i>	na czas wykonywania określonej pracy
<i>RUOP2</i>	na czas określony	<i>RUOP4</i>	na okres próbny
System czasu pracy			
<i>SCP10</i>	podstawowy	<i>SCP50</i>	praca weekendowa
<i>SCP20</i>	równoważny	<i>SCP60</i>	praca w skróconym tygodniu pracy
<i>SCP30</i>	przerwywany	<i>SCP70</i>	praca w ruchu ciągłym
<i>SCP40</i>	zadaniowy		
Wiek			
<i>WIEK</i>			
Staż pracy			
<i>STAZ</i>			
Wymiar etatu			
<i>ETAT</i>	pełny = 1		
Nadgodziny			
<i>NADGODZINY</i>			
Sektor			
<i>SEKTOR</i>	publiczny = 1		

ZESTAWIENIE (2) ZMIENNYCH OBJAŚNIAJĄCYCH (dok.)

Zmienne	Opis zmiennych	Zmienne	Opis zmiennych
Praca w siedzibie jednostki			
<i>SIEDZIBA</i>			
Sekcja PKD			
<i>SEK_A</i>	rolnictwo, leśnictwo, łowiectwo i rybactwo	<i>SEK_J</i>	informacja i komunikacja
<i>SEK_B</i>	górnictwo i wydobywanie	<i>SEK_K</i>	działalność finansowa i ubezpieczeniowa
<i>SEK_C</i>	przetwórstwo przemysłowe	<i>SEK_L</i>	działalność związana z obsługą rynku nieruchomości
<i>SEK_D</i>	wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną, gorącą wodę i powietrze do układów klimatyzacyjnych	<i>SEK_M</i>	działalność profesjonalna, naukowa i techniczna
<i>SEK_E</i>	dostawa wody, gospodarowanie ściekami i odpadami oraz działalność związana z rekultywacją	<i>SEK_N</i>	działalność w zakresie usług administrowania i działalność wspierająca
<i>SEK_F</i>	budownictwo	<i>SEK_O</i>	administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe zabezpieczenie społeczne
<i>SEK_G</i>	handel hurtowy i detaliczny; naprawa pojazdów samochodowych, włączając motocykle	<i>SEK_P</i>	edukacja
<i>SEK_H</i>	transport i gospodarka magazynowa	<i>SEK_Q</i>	opieka zdrowotna i pomoc społeczna
<i>SEK_I</i>	działalność związana z zakwaterowaniem i usługami gastronomicznymi	<i>SEK_R</i>	działalność związana z kulturą, rozrywką i rekreacją
		<i>SEK_S</i>	pozostała działalność usługowa

Źródło: jak przy zestawieniu 1.

OSZACOWANY MODEL

WYNIKI ESTYMACJI UPORZĄDKOWANEGO MODELU LOGITOWEGO A. WEDŁUG ZMIENNYCH

Zmienne	Współczynnik	Błąd standardowy	z	Wartość p	Iloraz szans	Efekt kompensujący (staż)
<i>SUW2</i>	-0,0574	0,0100	-5,76	0,00 ***	0,9442	1,4987
<i>SUW3</i>	-0,0844	0,0098	-8,63	0,00 ***	0,9191	2,2042
<i>DUZE</i>	1,2728	0,0220	57,85	0,00 ***	3,5710	-33,2503
<i>SREDNIE</i>	0,5809	0,0221	26,24	0,00 ***	1,7876	-15,1740
<i>ZAW2</i>	-1,5429	0,0103	-149,30	0,00 ***	0,2138	40,3062
<i>ZAW3</i>	-2,1546	0,0115	-186,60	0,00 ***	0,1160	56,2843
<i>ZAW4</i>	-2,6274	0,0122	-215,50	0,00 ***	0,0723	68,6357
<i>ZAW5</i>	-3,5230	0,0135	-261,60	0,00 ***	0,0295	92,0317
<i>ZAW6</i>	-3,8439	0,0521	-73,76	0,00 ***	0,0214	100,4148
<i>ZAW7</i>	-3,0139	0,0131	-230,80	0,00 ***	0,0491	78,7309
<i>ZAW8</i>	-2,8078	0,0132	-212,30	0,00 ***	0,0603	73,3486
<i>ZAW9</i>	-3,5566	0,0138	-258,20	0,00 ***	0,0285	92,9092
<i>PLEC</i>	0,7118	0,0051	139,10	0,00 ***	2,0376	-18,5935
<i>WYKSZ2</i>	-0,9913	0,0187	-52,88	0,00 ***	0,3711	25,8950

WYNIKI ESTYMACJI UPORZĄDKOWANEGO MODELU LOGITOWEGO (cd.)
A. WEDŁUG ZMIENNYCH (dok.)

Zmienne	Współczynnik	Błąd standardowy	z	Wartość p	Iloraz szans	Efekt kompensujący (staz)
WYKSZ3	-1,6129	0,0206	-78,27	0,00 ***	0,1993	42,1327
WYKSZ4	-2,1055	0,0213	-98,68	0,00 ***	0,1218	55,0027
WYKSZ5	-2,2837	0,0200	-114,10	0,00 ***	0,1019	59,6578
WYKSZ6	-2,2679	0,0210	-107,80	0,00 ***	0,1035	59,2437
WYKSZ7	-2,8120	0,0208	-135,30	0,00 ***	0,0601	73,4567
WYKSZ8	-2,6950	0,0688	-39,15	0,00 ***	0,0675	70,4024
WYKSZ9	-2,9095	0,0226	-128,80	0,00 ***	0,0545	76,0037
RUOP2	-0,8727	0,0060	-146,30	0,00 ***	0,4178	22,7977
RUOP3	-0,6942	0,0399	-17,39	0,00 ***	0,4995	18,1340
RUOP4	-1,3158	0,0277	-47,42	0,00 ***	0,2683	34,3718
SCP30	-0,9761	0,0644	-15,16	0,00 ***	0,3768	25,4983
SCP40	1,0547	0,0180	58,73	0,00 ***	2,8711	-27,5521
SCP60	-0,3934	0,1016	-3,87	0,00 ***	0,6748	10,2764
SCP70	0,6925	0,0212	32,61	0,00 ***	1,9987	-18,0898
ETAT	0,1353	0,0088	15,45	0,00 ***	1,1449	-3,5346
NADGODZINY	1,1025	0,0060	185,20	0,00 ***	3,0118	-28,8016
SEK_A	0,3519	0,0272	12,95	0,00 ***	1,4217	-9,1917
SEK_B	2,3903	0,0187	127,60	0,00 ***	10,9171	-62,4425
SEK_C	-0,1363	0,0125	-10,89	0,00 ***	0,8726	3,5610
SEK_D	1,0632	0,0177	60,16	0,00 ***	2,8957	-27,7747
SEK_E	-0,0362	0,0191	-1,90	0,06 *	0,9645	0,9450
SEK_F	-0,0967	0,0163	-5,92	0,00 ***	0,9078	2,5269
SEK_G	-0,3619	0,0136	-26,52	0,00 ***	0,6964	9,4537
SEK_H	-0,4493	0,0132	-34,02	0,00 ***	0,6381	11,7374
SEK_I	-0,6233	0,0261	-23,88	0,00 ***	0,5362	16,2814
SEK_J	0,6636	0,0195	34,10	0,00 ***	1,9417	-17,3340
SEK_K	0,6446	0,0162	39,84	0,00 ***	1,9052	-16,8389
SEK_L	-0,0422	0,0211	-2,00	0,05 **	0,9587	1,1013
SEK_M	-0,1055	0,0175	-6,03	0,00 ***	0,8999	2,7561
SEK_N	-2,1487	0,0192	-111,70	0,00 ***	0,1166	56,1307
SEK_P	-0,9940	0,0103	-96,70	0,00 ***	0,3701	25,9665
SEK_Q	-0,7616	0,0112	-68,24	0,00 ***	0,4669	19,8940
SEK_R	-0,7738	0,0200	-38,65	0,00 ***	0,4612	20,2147
SEK_S	-1,0764	0,0534	-20,14	0,00 ***	0,3408	28,1185
SEKTOR	0,1426	0,0077	18,51	0,00 ***	1,1533	-3,7248
SIEDZIBA	-0,1669	0,0074	-22,53	0,00 ***	0,8462	4,3611
WOJ02	-0,5721	0,0094	-60,95	0,00 ***	0,5643	14,9453
WOJ04	-0,9047	0,0110	-81,91	0,00 ***	0,4047	23,6326
WOJ06	-1,0757	0,0114	-93,96	0,00 ***	0,3411	28,0999
WOJ08	-0,9269	0,0150	-61,83	0,00 ***	0,3958	24,2145
WOJ10	-0,8164	0,0106	-77,15	0,00 ***	0,4420	21,3270
WOJ12	-0,6951	0,0092	-75,59	0,00 ***	0,4990	18,1589
WOJ16	-0,8331	0,0157	-52,93	0,00 ***	0,4347	21,7619
WOJ18	-1,1425	0,0109	-104,60	0,00 ***	0,3190	29,8452
WOJ20	-0,7800	0,0140	-55,65	0,00 ***	0,4584	20,3761
WOJ22	-0,4414	0,0109	-40,59	0,00 ***	0,6431	11,5317
WOJ24	-0,5919	0,0082	-72,38	0,00 ***	0,5533	15,4632
WOJ26	-1,0549	0,0144	-73,13	0,00 ***	0,3482	27,5561
WOJ28	-0,9841	0,0133	-74,17	0,00 ***	0,3738	25,7075
WOJ30	-0,7060	0,0088	-80,38	0,00 ***	0,4936	18,4433
WOJ32	-0,7459	0,0130	-57,39	0,00 ***	0,4743	19,4847
STAZ	0,0383	0,0002	169,20	0,00 ***	1,0390	-1,0000

WYNIKI ESTYMACJI UPORZĄDKOWANEGO MODELU LOGITOWEGO (dok.)
B. WEDŁUG PROGÓW PRZEJŚCIA

Progi przejścia	Współczynnik	Błąd standardowy	<i>z</i>	Wartość <i>p</i>
<i>K</i> 1	-6,6119	0,0364	-181,40	0,00 ***
<i>K</i> 2	-5,4131	0,0363	-149,10	0,00 ***
<i>K</i> 3	-4,5197	0,0362	-124,80	0,00 ***
<i>K</i> 4	-3,7626	0,0361	-104,10	0,00 ***
<i>K</i> 5	-3,0669	0,0361	-85,02	0,00 ***
<i>K</i> 6	-2,3769	0,0360	-66,01	0,00 ***
<i>K</i> 7	-1,6383	0,0359	-45,59	0,00 ***
<i>K</i> 8	-0,7740	0,0358	-21,59	0,00 ***
<i>K</i> 9	0,4352	0,0357	12,18	0,00 ***

U w a g a. Poziom istotności parametrów: *** — $\alpha=0,01$, ** — $\alpha=0,05$, * — $\alpha=0,10$.

Ź r ó ł o: jak przy zestawieniu 1.

Zmienne nieistotne statystycznie eliminowano z modelu metodą *a posteriori*. Procedura ta polega na porównaniu wartości *p* z przyjętym poziomem istotności. Jeżeli *p* było większe od α , zmienną eliminowano z modelu i dokonywano re-estymacji. Działanie to powtarzano aż do uzyskania modelu z wartościami *p* mniejszymi lub równymi α . Wartość α przyjęto na poziomie 10%.

ZESTAWIENIE (3) WYNIKÓW TRAFNOŚCI PROGNOZ GENEROWANYCH PRZEZ MODEL

Empi- ryczne	Przewidywane										Suma	Trafność w %
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		
1	34164	14937	9913	4303	1960	1280	735	592	619	334	68837	49,6
2	22661	16569	12856	7488	3953	2258	1366	825	608	240	68824	24,1
3	10588	12681	14806	11713	7425	4898	3225	1833	1190	493	68852	21,5
4	4674	7697	12126	12997	10636	8163	5986	3757	2054	748	68838	18,9
5	2382	4795	8905	11382	11393	10099	8405	6245	3843	1391	68840	16,5
6	1221	2951	6117	9034	10387	11017	10419	9025	6318	2349	68838	16,0
7	758	1720	3932	6443	8318	9787	11249	11667	10527	4435	68836	16,3
8	347	938	2450	4069	5512	7313	9784	13240	16467	8721	68841	19,2
9	230	619	1364	2302	3290	4985	7642	11624	19197	17586	68839	27,9
10	141	250	572	926	1278	2114	3827	6476	14717	38537	68838	56,0
Suma	77166	63157	73041	70657	64152	61914	62638	65284	75540	74834	688383	26,6

Ź r ó ł o: jak przy zestawieniu 1.

Z uwagi na to, że wartość statystyki testowej wynosi $LR = 751266$ ($p = 0,0000$), oszacowany model jest istotny statystycznie, tzn. jest on lepszy od modelu, w którym występują tylko progi przejścia. Łączna trafność prognoz generowanych przez model wynosi $R^2=26,6\%$. Największą trafność uzyskano dla 10 grupy decylowej — 56,0% poprawnie zaklasyfikowanych obserwacji, natomiast najmniejszą dla 6 grupy decylowej — 16% poprawnie zaklasyfikowanych obserwacji. Wyznaczenie skorygowanego zliczeniowego R^2 nie jest uzasadnione z uwagi na to, że liczebność poszczególnych kategorii jest podobna.

ANALIZA WYNIKÓW

Na podstawie oszacowanego modelu można wysnuć wnioski na temat czynników wywierających istotny wpływ na kształtowanie wynagrodzenia brutto oraz siły i kierunku oddziaływania. Szczególnie użyteczny jest tu iloraz szans, którego wartość oznacza, o ile zmieni się szansa na przekroczenie przez zmienną objaśnianą kolejnej wartości, spowodowana *ceteris paribus* jednostkowym wzrostem wartości danej zmiennej objaśniającej. Wzrosty bądź spadki ilorazu szans interpretowane są względem kategorii referencyjnej.

Pierwszym istotnym czynnikiem jest system ustalania wynagrodzeń za pracę (*SUW*). Osoby, dla których wynagrodzenia ustalane są w zakładowym układzie pracy (*SUW2*) mają o 5,58% mniejszą szansę na przejście do wyższej grupy decylowej wynagrodzeń w porównaniu z osobami, które mają wynagrodzenie ustalane na podstawie ponadzakładowego układu pracy. Również mniejszą szansę na prawdopodobieństwo przejścia do wyższej grupy decylowej mają osoby, dla których wynagrodzenia ustalane są na podstawie innych przepisów wynagradzania — spadek szans o 8,09% w stosunku do osób, których wynagrodzenia ustalane są na podstawie ponadzakładowego układu pracy.

Kolejnym czynnikiem zidentyfikowanym przez model jest wielkość podmiotu. Osoby pracujące w dużych jednostkach mają o 257,1% wyższą szansę na otrzymywanie wynagrodzenia w wyższej grupie decylowej w porównaniu z osobami pracującymi w małych jednostkach. Taki sam kierunek zależności występuje u osób pracujących w podmiotach zaliczanych do średnich — wzrost szans o 78,62% w stosunku do osób pracujących w podmiotach małych.

W przypadku zawodów, kategorią referencyjną była pierwsza wielka grupa zawodów (*ZAW1*), czyli *parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy*. Osoby pracujące w pozostałych grupach zawodów w każdym przypadku mają niższą szansę na otrzymywanie wynagrodzenia należącego do wyższej grupy decylowej w porównaniu z wynagrodzeniami osób należących do pierwszej grupy zawodów. *Specjaliści* (*ZAW2*) mają w porównaniu z przedstawicielami pierwszej grupy zawodów niższą o 78,62% szansę na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej. Podkreślić należy, że jest to najlepszy wynik. Najgorszy wynik model zidentyfikował dla przedstawicieli szóstej grupy zawodów (*ZAW6* — *rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy*) — szanse na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej są mniejsze o 97,86% w stosunku do przedstawicieli grupy pierwszej. Wyniki te wskazują na dysproporcje w dochodach poszczególnych grup zawodowych.

Czynnikiem istotnie wpływającym na poziom wynagrodzeń jest również płeć. Mężczyźni mają o 103,76% większą szansę na osiąganie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej w porównaniu z kobietami.

Wysokość wynagrodzeń zależy również od wykształcenia. Kategorią referencyjną było wykształcenie wyższe ze stopniem naukowym co najmniej doktora

(WYKSZ1). W stosunku do osób z tym wykształceniem, osoby mające dyplom magistra, lekarza lub równorzędny (WYKSZ2) mają o 62,89% niższą szansę na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej. Jest to wynik najlepszy spośród wszystkich poziomów wykształcenia. Najgorszy wynik model wskazał dla osób z wykształceniem podstawowym i niepełnym podstawowym (WYKSZ9) — szanse na osiągnięcie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej są mniejsze o 94,55% w porównaniu z osobami z wykształceniem wyższym ze stopniem naukowym co najmniej doktora. Wyniki te wskazują również na dysproporcje w dochodach osób legitymujących się różnym wykształceniem.

Nie bez znaczenia dla wynagrodzenia jest również rodzaj umowy o pracę (RUOP). Kategorią referencyjną była umowa na czas nieokreślony (RUOP1). Osoby pracujące na podstawie umowy na czas określony (RUOP2) mają o 58,22% niższą szansę na osiągnięcie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej aniżeli osoby posiadające umowy o pracę, odpowiadające kategorii referencyjnej. Zatrudnienie na czas wykonywania określonej pracy (RUOP3) daje o 50,05% niższą szansę na wynagrodzenie z wyższej grupy decylowej w porównaniu z pracą na czas nieokreślony. Najgorsze wyniki osiągają osoby pracujące na podstawie umów na okres próbny (RUOP4). W ich przypadku szansa na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej jest o 73,17% niższa w stosunku do osób pracujących na czas nieokreślony.

W grupie zmiennych opisujących czas pracy zmienną referencyjną była SCP10, odnosząca się do podstawowego systemu czasu pracy. Jako istotne w modelu pozostały zmienne dotyczące systemów: przerywanego (SCP30), zadaniowego (SCP40), pracy w skróconym tygodniu pracy (SCP60) oraz pracy w ruchu ciągłym (SCP70). Dwa spośród nich zwiększają szanse na uzyskiwanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej — zadaniowy — o 187,11% oraz praca w ruchu ciągłym — o 99,87% w stosunku do systemów nieuwzględnionych w modelu. Pracujący w systemie przerywanego czasu pracy oraz skróconym tygodniu pracy mają mniejszą szansę na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej odpowiednio o 62,32% oraz 32,52% w porównaniu z osobami pracującymi w systemach podstawowym i równoważnym.

Pracujący w pełnym wymiarze etatu mają o 14,49% wyższą szansę na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej aniżeli osoby pracujące w niepełnym wymiarze etatu. Również praca w nadgodzinach zwiększa szansę na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej o ponad 200%.

Sekcja pracodawcy jest również czynnikiem silnie wpływającym na poziom wynagrodzenia. Grupę referencyjną stanowiły osoby pracujące w jednostkach o symbolach PKD zaliczanych do sekcji O — *administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe zabezpieczenia społeczne*. Wzrost szans na osiągnięcie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej występuje w przypadku osób pracujących w jednostkach zakwalifikowanych do sekcji B — *górnictwo i wy-*

dobywanie — o 991,71% w stosunku do pracowników sekcji O. Na kolejnych miejscach uplasowały się sekcje: D — *wytwarzanie i zaopatrywanie w energię elektryczną, gaz, parę wodną, gorącą wodę i powietrze do układów klimatyzacyjnych* — wzrost o 189,57% w stosunku do sekcji O, J — *informatyka i komunikacja* — wzrost o 94,17% w relacji do sekcji O oraz K — *działalność finansowa i ubezpieczeniowa* — wzrost o 90,52% w stosunku do sekcji O. Wpływ pozostałych sekcji model określił jako ujemny. Najsilniejszy spadek szans na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej mieli pracownicy jednostek z sekcji PKD: N — *działalność w zakresie usług administrowania i działalność wspierająca* — o 88,34% w stosunku do pracujących w sekcji O, S — *pozostała działalność usługowa* — o 65,92% w stosunku do pracujących w sekcji O oraz P — *edukacja* — o 62,99% w stosunku do pracujących w sekcji O.

Pracownicy jednostek sektora publicznego mają o 15,33% większą szansę na osiąganie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej w porównaniu z pracownikami jednostek sektora prywatnego. Osoby pracujące w siedzibie jednostki mają o 15,38% mniejszą szansę na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej w porównaniu z pracownikami pracującymi w filiach.

Kolejnym czynnikiem wpływającym na wynagrodzenia jest województwo miejsca pracy. Kategorią bazową dla tej grupy zmiennych jest zmienna *WOJ14*, która odnosi się do woj. mazowieckiego. Miejsce pracy zlokalizowane w woj. pomorskim (*WOJ22*) skutkuje spadkiem szans na uzyskiwanie przez pracującego wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej o 35,69% w stosunku do osób, których miejsce pracy znajduje się w woj. mazowieckim. Najsilniejszy spadek szans na otrzymywanie wynagrodzenia z wyższej grupy decylowej dotyczył pracowników zatrudnionych w województwach podkarpackim — o 68,10% w stosunku do woj. mazowieckiego oraz lubelskim — o 65,89% w relacji do woj. mazowieckiego.

Istotnym czynnikiem wpływu na wysokość wynagrodzenia jest również staż pracy. Wraz ze wzrostem stażu pracy o 1 rok, wzrasta szansa na otrzymywanie płacy z wyższej grupy decylowej o 3,90%.

Przedstawione ilorazy szans wskazują na duże dysproporcje w wynagrodzeniach. Potwierdzeniem tego wniosku są również wartości efektów kompensujących oszacowane względem stażu pracy.

Pracownicy, dla których wynagrodzenie ustalane jest w zakładowym układzie pracy (*SUW2*), aby otrzymywać wynagrodzenie z tej samej grupy decylowej co pracownicy, dla których wynagrodzenie ustalane jest w ponadzakładowym układzie pracy (*SUW1*), powinni mieć ok. 1,5 roku stażu pracy więcej. Pracownicy z wynagrodzeniem ustalonym na podstawie innych przepisów (*SUW3*) powinni mieć ok. 2,2 roku stażu pracy więcej, aby uzyskiwać wynagrodzenie z tej samej grupy decylowej co pracownicy z wynagrodzeniem ustalonym w ponadzakładowym układzie pracy (*SUW1*).

Duże dysproporcje w poziomie wynagrodzeń widać w wartości efektów kompensujących wyznaczonych dla wielkości podmiotu zatrudniającego. Osoba pracująca w podmiocie zaliczanym do dużych powinna mieć ok. 33 lata i 3 miesiące stażu pracy mniej, aby otrzymywać wynagrodzenie z tej samej grupy decylowej co osoba zatrudniona w podmiocie małym. W przypadku osób zatrudnionych w podmiotach średniej wielkości różnica ta wynosi ponad 15 lat.

Efekty kompensujące przynależność do określonych grup wielkich zawodów wskazują, że osoby z zawodami należącymi do grupy szóstej (*ZAW6 — rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy*) musieliby pracować ponad 100 lat dłużej, aby otrzymywać wynagrodzenie z tej samej grupy decylowej co pracownicy z pierwszej grupy zawodów. Ponad 40 lat musieliby pracować przedstawiciele drugiej grupy zawodów (*specjaliści*), aby otrzymywać wynagrodzenie z tej samej grupy decylowej co *parlamentarzyści, wyżsi urzędnicy i kierownicy*.

Mężczyźni musieliby pracować ok. 18,6 roku mniej, aby osiągać wynagrodzenie z tej samej grupy decylowej co kobiety.

Aby skompensować posiadanie wykształcenia wyższego ze stopniem naukowym co najmniej doktora, osoba o identycznych cechach, poza wykształceniem, musi w każdym przypadku pracować dłużej. Osoby mające dyplom magistra, lekarza lub równorzędny (*WYKSZ2*) musiałyby pracować prawie 26 lat dłużej, aby otrzymywać płacę z tej samej grupy decylowej co osoby z wykształceniem wyższym ze stopniem naukowym co najmniej doktora. Najdłużej musiałyby pracować osoby z wykształceniem podstawowym i niepełnym podstawowym — ponad 76 lat, aby ich wynagrodzenie należało do tej samej grupy decylowej co płace osób z wykształceniem wyższym ze stopniem naukowym co najmniej doktora.

Aby otrzymywać wynagrodzenie z tej samej grupy decylowej co osoby z umowami o pracę na czas nieokreślony (*RUOP1*), pracownicy z umowami na czas określony (*RUOP2*) musieliby pracować dłużej o prawie 23 lata, posiadający umowę o pracę na czas wykonywania określonej pracy (*RUOP3*) musieliby pracować o ponad 18 lat dłużej, a pracujący na okres próbny (*RUOP4*) — ponad 34 lata dłużej.

Efekty kompensujące dla systemu czasu pracy wskazują, że osoby pracujące w przerywanym systemie czasu pracy oraz w skróconym tygodniu pracy musiały posiadać odpowiednio o ok. 25 lat oraz ponad 10 lat stażu pracy więcej, aby otrzymywać wynagrodzenie mieszczące się w tej samej grupie co osoby zatrudnione w systemie podstawowym albo równoważnym czasu pracy. Pracę w systemach zadaniowym oraz pracy ciągłej można skompensować stażem mniejszym odpowiednio o ponad 27,5 roku oraz 18 lat w stosunku do osób z podstawowym albo równoważnym systemem czasu pracy.

Pracujący na pełny etat, aby otrzymywać płacę z tej samej grupy co pracujący w niepełnym wymiarze, mogą posiadać ponad 3,5 roku stażu pracy mniej. Osoby, które pracują w nadgodzinach musiałyby posiadać prawie 29 lat stażu pracy mniej, żeby osiągać wynagrodzenie mieszczące się w tej samej grupie decylowej co płace osób niepracujących w nadgodzinach.

Wśród zmiennych opisujących działalność pracodawcy grupę referencyjną stanowiły osoby zatrudnione w podmiotach zaliczanych do sekcji O — *administracja publiczna i obrona narodowa; obowiązkowe zabezpieczenia społeczne*. Aby osiągać wynagrodzenie z tej samej grupy decylowej co pracownicy podmiotów z tej sekcji, najbardziej musiałby się wydłużyć staż pracy osób zatrudnionych w podmiotach z sekcji N — *działalność w zakresie usług administrowania i działalność wspierająca* — o ponad 56 lat. Zarobki pracowników podmiotów z sekcji B — *górnictwo i wydobywanie* — musiałyby być kompensowane ponad 62 latami stażu osób zatrudnionych w sekcji O.

Pracownicy sektora publicznego musieliby mieć o prawie 3 lata i 9 miesięcy krótszy staż niż pracownicy sektora prywatnego, aby otrzymywać płacę z tej samej grupy decylowej. Pracujący w siedzibach podmiotów gospodarczych muszą się liczyć z tym, że aby otrzymywać wynagrodzenie z tej samej grupy co pracownicy filii powinni posiadać o ponad 4 lata i 4 miesiące dłuższy staż pracy.

Dysproporcje w przestrzennym rozmieszczeniu wynagrodzeń można zauważyć analizując efekty kompensujące liczone względem zmiennej referencyjnej odnoszącej się do woj. mazowieckiego (*WOJ14*). Pracownicy podmiotów z innych województw, aby otrzymywać wynagrodzenia z tej samej grupy co pracownicy woj. mazowieckiego musieliby pracować dłużej, przy czym najmniejszy staż kompensujący różnicę w osiąganey płacy dotyczy osób zatrudnionych w woj. pomorskim (*WOJ22*) — ponad 11,5 roku, najdłuższy natomiast dotyczy woj. podkarpackiego (*WOJ18*) — prawie 30 lat.

Podsumowanie

Opisany model pozwolił na określenie kierunków oraz siły wpływu poszczególnych czynników społeczno-ekonomicznych na poziom wynagrodzeń. Na podstawie wartości szacunków parametrów można zidentyfikować czynniki, które najsilniej wpływają na zwiększenie prawdopodobieństwa uzyskiwania wynagrodzenia z wyższych grup decylowych. W szczególności zaliczają się do nich: sposób ustalania wynagrodzeń za pracę — w ponadzakładowym układzie pracy (*SUW1*), praca w dużych podmiotach gospodarki narodowej, posiadanie zawodu zaliczanego do pierwszej wielkiej grupy zawodów (*ZAW1*), bycie mężczyzną, posiadanie wykształcenia wyższego ze stopniem naukowym co najmniej doktora (*WYKSZ1*), posiadanie umowy o pracę na czas nieokreślony (*RUOP1*), praca w zadaniowym systemie czasu pracy (*SCP40*), praca na pełny etat, praca w nadgodzinach, praca w jednostce zaliczanej do sekcji B (*SEK_B*), praca w sektorze publicznym, praca poza siedzibą jednostki oraz praca w woj. mazowieckim.

LITERATURA

- Amemiya T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press, Massachusetts
- Borkowska S. (1999), *Wynagrodzenie godziwe*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa
- Chow G. C. (1995), *Ekonometria*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa
- Greene W. H. (1993), *Econometric Analysis*, fifth edition, Prentice Hall
- Gruszczyński M. (2010), *Mikroekonometria. Modele i metody analizy danych indywidualnych*, Wolters Kluwer Polska, Warszawa

SUMMARY

Labor market researches carried out by public statistics, research institutions, scientific centers provide information about the level and structure of remuneration, their spatial distribution and development. Often these studies are aimed towards identifying the factors affecting the amount of wages. One of the most useful tools in the study of this type is an econometric model that identifies significant factors affecting the level of wages and determines the direction of the magnitude of this effect. The paper presents an econometric model of factors affecting the amount of wages. The amount of wages has been presented as a categorical variable. Categories has been determined by the decile groups. The data used to estimation of the model come from surveys on structure of wages and salaries by occupation.

РЕЗЮМЕ

Обследования рынка труда проводимые официальной статистикой, Научно-исследовательскими учреждениями и научными центрами доставляют информации по уровню и структуре вознаграждений, их пространственном распределении и развитии. Неоднократно эти обследования имеют тенденцию к выявлению факторов влияющих на размер вознаграждений. Одним из наиболее полезных инструментов в таком обследовании является эконометрическая модель, которая идентифицирует важные факторы влияющие на уровень вознаграждений и определяет направления и размер этого влияния.

В статье была представлена эконометрическая модель факторов влияющих на размер вознаграждений, но размер этот был представлен в виде классифицированной переменной. Категориями являются децильные группы. Для оценки модели использовались данные ЦСУ происходящие из обследования структуры вознаграждений по профессиям.