

Joanna Banaś, Małgorzata Machowska-Szewczyk

Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie

**ZASTOSOWANIE
UPORZĄDKOWANEGO MODELU PROBITOWEGO
DO OCENY POŁĄCZENIA
POLITECHNIKI SZCZECIŃSKIEJ
I AKADEMII ROLNICZEJ W SZCZECINIE**

Streszczenie: W wyniku połączenia w 2009 roku Politechniki Szczecińskiej oraz Akademii Rolniczej w Szczecinie w jedną uczelnię – Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie (ZUT) – nastąpiła zmiana organizacji pracy i nauczania w obu uczelniach. Podstawowym celem artykułu jest analiza opinii związanych z tym połączeniem grupy pracowników na podstawie wypełnianych dobrowolnie kwestionariuszy ankiety. Do oceny stopnia zadowolenia z połączenia obu uczelni zastosowano uporządkowany model probitowy, ponieważ prawie wszystkie zmienne przyjęte do opisu zjawiska mają charakter jakościowy, natomiast zmienna objaśniana wyrażona jest w skali porządkowej.

Słowa kluczowe: uporządkowany model probitowy.

1. Wstęp

W 2009 roku nastąpiło połączenie Politechniki Szczecińskiej oraz Akademii Rolniczej w Szczecinie w jedną uczelnię – Zachodniopomorski Uniwersytet Technologiczny w Szczecinie (ZUT). W wyniku tego połączenia nastąpiła zmiana organizacji pracy pracowników obu uczelni i nauczania wszystkich studentów. Wysznięto hipotezę, że połączenie uczelni jest negatywnie postrzegane przez pracowników, zwłaszcza w dziedzinie panującej atmosfery oraz obsługi administracyjnej i nie zależy od wydziału zatrudniającego. Podstawowym celem artykułu jest analiza opinii pracowników uczelni związanych z tym połączeniem. Badanie przeprowadzono na podstawie ankiet wypełnianych przez pracowników Zachodniopomorskiego Uniwersytetu Technologicznego w Szczecinie. Ankiety zawierają pytania dotyczące zarówno charakterystyki danej osoby, jak i jej odczuć po połączeniu obu uczelni. Każdy respondent mógł także ocenić nasilenie zmian w poszczególnych dziedzinach działania uczelni, takich jak: administracja centralna, nauczanie, obsługa w

dziekanacie, oferta oprogramowania, atmosfera na uczelni, ranga uczelni, szansa znalezienia pracy przez absolwenta.

Ponieważ źródłem przeprowadzonego badania są kwestionariusze ankiety, w których prawie wszystkie zmienne mają charakter jakościowy, a zmienna objaśniana jest wyrażona w skali porządkowej, to do oceny stopnia zadowolenia z połączenia obu uczelni zastosowano uporządkowany model probitowy [Zavoina, McKelvey 1975], to znaczy model jakościowej zmiennej zależnej, opisującej kategorie uporządkowane przy założeniu rozkładu normalnego składnika losowego.

2. Uporządkowany model probitowy

W modelu probitowym zakłada się istnienie nieobserwowalnej zmiennej ukrytej Y^* , której wartości nie muszą być dokładnie znane. Ponadto

$$Y^* = \beta_0 + \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + U,$$

gdzie: $\mathbf{X} = [X_1, \dots, X_K]$ – wektor losowy obserwowanych zmiennych,

$\boldsymbol{\beta} = [\beta_1, \dots, \beta_K]^T$ – wektor parametrów modelu,

β_0 – wyraz wolny,

U – składnik losowy, o którym zakłada się, że ma rozkład normalny standaryzowany.

Na podstawie i -tej obserwacji n elementowej próbki przypisuje się dodatkowej zmiennej Y kategorie uporządkowane w następujący sposób:

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{gdy } y_i^* \leq \alpha_1, \\ 1 & \text{gdy } \alpha_1 < y_i^* \leq \alpha_2, \\ 2 & \text{gdy } \alpha_2 < y_i^* \leq \alpha_3, \\ \dots & \\ M & \text{gdy } y_i^* > \alpha_M, \end{cases} \quad (1)$$

gdzie $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_M$ to wartości progowe, umożliwiające kodowanie zmiennej nieobserwowalnej Y^* .

Prawdopodobieństwo, że zmienna Y przyjmie ustaloną wartość $j \in \{0, 1, 2, \dots, M\}$, pod warunkiem że zmienne $X_1 = x_{i1}, \dots, X_K = x_{iK}$, można wyznaczyć za pomocą dystrybucyj rozkładu normalnego standaryzowanego Φ , korzystając ze wzoru (2):

$$\begin{aligned} P(y_i = j / X_1 = x_{i1}, \dots, X_K = x_{iK}) &= P(\alpha_j < y_i^* \leq \alpha_{j+1}) \\ &= \Phi(\alpha_{j+1} - \mathbf{x}_i \mathbf{b} - b_0) - \Phi(\alpha_j - \mathbf{x}_i \mathbf{b} - b_0), \end{aligned} \quad (2)$$

gdzie: $\mathbf{x}_i = [x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iK}]$ – wektor wartości zmiennych X_1, \dots, X_K zaobserwowanych dla i -tej jednostki,

\mathbf{b} oraz b_0 – wartości estymatorów parametrów $\boldsymbol{\beta}$ oraz β_0 odpowiednio, uzyskanymi z próbki, $\alpha_0 = -\infty$, $\alpha_{M+1} = +\infty$.

Do estymacji parametrów $\boldsymbol{\beta}$ oraz β_0 tego modelu można zastosować metodę największej wiarygodności, przy czym wartości estymatorów nie interpretuje się bezpośrednio. Do oceny wpływu ciągłej zmiennej niezależnej X_k , $k \in \{1, 2, \dots, K\}$ na prawdopodobieństwo, że zmienna zależna Y przyjmie dla i -tej obserwacji ustaloną wartość porządkową $j \in \{0, 1, 2, \dots, M\}$, wyznacza się pochodne cząstkowe następująco:

$$\frac{\partial P(y_i = j / X_1 = x_{i1}, \dots, X_K = x_{iK})}{\partial x_{ik}} = b_k \left(\varphi(\alpha_{j+1} - \mathbf{x}_i \mathbf{b} - b_0) - \varphi(\alpha_j - \mathbf{x}_i \mathbf{b} - b_0) \right), \quad (3)$$

gdzie φ oznacza funkcję gęstości rozkładu normalnego standaryzowanego, przy założeniu, że $\alpha_0 = -\infty$, $\alpha_{M+1} = +\infty$.

Wpływ zmiennej niezależnej X_k , $k \in \{1, 2, \dots, K\}$ o wartościach binarnych na zmianę prawdopodobieństwa, że zmienna objaśniana Y przyjmie dla i -tej obserwacji ustaloną wartość porządkową $j \in \{0, 1, 2, \dots, M\}$ wyznaczany jest jako różnica odpowiednich prawdopodobieństw według wzoru (4):

$$P(y_i = j / X_1 = x_{i1}, \dots, X_k = 1, \dots, X_K = x_{iK}) - P(y_i = j / X_1 = x_{i1}, \dots, X_k = 0, \dots, X_K = x_{iK}). \quad (4)$$

3. Źródło danych

Źródło danych w badaniu stanowiły kwestionariusze ankiety [Pastusiak 2010] wypełnione przez 99 pracowników Zachodniopomorskiego Uniwersytetu Technologicznego w Szczecinie od 1 marca do końca czerwca 2010 roku.

Wszystkie zmienne zależne Y^l , $l \in \{1, 2, \dots, 7\}$ mogą dla i -tej obserwacji w próbie przyjmować wartości y_i^l określone następująco:

$$y_i^l = \begin{cases} 0 & \text{gdy } y_i^{l*} \leq -5 & (\text{bardzo niekorzystne zmiany}), \\ 1 & \text{gdy } -5 < y_i^{l*} \leq -1 & (\text{średnio niekorzystne zmiany}), \\ 2 & \text{gdy } -1 < y_i^{l*} \leq 0 & (\text{nieistotne zmiany}), \\ 3 & \text{gdy } 1 < y_i^{l*} \leq 4 & (\text{średnio korzystne zmiany}), \\ 4 & \text{gdy } y_i^{l*} > 4 & (\text{bardzo korzystne zmiany}), \end{cases}$$

gdzie y_i^{l*} oznacza zmienną wyrażającą ocenę nasilenia zmian w ustalonym aspekcie działalności uczelni (por. tab.1). Poszczególne kategorie zmiennej zależnej odpowiadają ocenom lingwistycznym.

Tabela 1. Zmienne zależne porządkowe

Symbol	Ocena nasilenia zmian w kategoriach
Y^1	nauczanie
Y^2	obsługa w dziekanacie
Y^3	administracja centralna
Y^4	ranga uczelni
Y^5	oferta oprogramowania
Y^6	szansa znalezienia pracy przez absolwenta
Y^7	atmosfera na uczelni

Źródło: opracowanie własne na podstawie kwestionariusza ankiety [Pastusiak 2010].

Tabela 2. Zmienne potencjalnie objaśniające (wytłuszczono zmienne bazowe)

Zmienna	Opis/Zmienne binarne
X_1	Miejsce pracy (1 – dawna Politechnika Szczecińska, 0 – dawna Akademia Rolnicza w Szczecinie).
X_2	Zajmowane stanowisko. Zmienne binarne $X_{2,1}, X_{2,2}, X_{2,3}, X_{2,4}, X_{2,5}$ odpowiadające kategoriom: asystent, adiunkt, pracownik samodzielny bez stopnia profesora, pracownik samodzielny ze stopniem profesora, pracownik administracji .
X_3	Wydział. Zmienne binarne $X_{3,1}, X_{3,2}, X_{3,3}, X_{3,4}, X_{3,5}, X_{3,6}, X_{3,7}, X_{3,8}, X_{3,9}, X_{3,10}, X_{3,11}$ odpowiadające kategoriom: Wydział Biotechnologii i Hodowli Zwierząt, Budownictwa i Architektury, Ekonomiczny, Elektryczny, Informatyki, Inżynierii Mechanicznej i Mechatroniki, Kształtowania Środowiska i Rolnictwa, Nauk o Żywności i Rybactwa, Technologii i Inżynierii Chemicznej, Techniki Morskiej, inne .
X_4	Czy ZUT jest podstawowym miejscem pracy (1 – tak, 0 – nie)?
X_5	Staż pracy. Zmienne binarne $X_{5,1}, X_{5,2}, X_{5,3}, X_{5,4}$ odpowiadające kategoriom: do 5 lat , od 6 do 10 lat, od 11 do 20 lat, więcej niż 20 lat.
X_6	Czy praca w ZUT przynosi satysfakcję? Zmienne binarne $X_{6,1}, X_{6,2}, X_{6,3}, X_{6,4}$ odpowiadające kategoriom: tak, najczęściej tak, najczęściej nie, nie .
X_7	Która uczelnia cieszyła się większym prestiżem przed połączeniem? Zmienne binarne $X_{7,1}, X_{7,2}, X_{7,3}$ odpowiadające kategoriom: Politechnika Szczecińska, Akademia Rolnicza w Szczecinie , nie mam zdania.
X_8	Jakie były według Pana/Pani powody połączenia Politechniki Szczecińskiej i Akademii Rolniczej w Szczecinie (można zaznaczyć co najmniej jedną odpowiedź)? Zmienne binarne $X_{8,1}, X_{8,2}, X_{8,3}, X_{8,4}, X_{8,5}$ odpowiadające kategoriom: podniesienie prestiżu uczelni, zwiększenie dotacji dla uczelni, problemy kadrowe lub finansowe, problemy z naborem studentów, inne.
X_9	Płeć (1 – kobieta, 0 – mężczyzna).
X_{10}	Miejsce urodzenia. Zmienne binarne $X_{10,1}, X_{10,2}, X_{10,3}$ odpowiadające kategoriom: wieś , miasto inne niż Szczecin, Szczecin.
X_{11}	Wiek. Zmienne binarne $X_{11,1}, X_{11,2}, X_{11,3}, X_{11,4}$ odpowiadające kategoriom: do 34 lat, 35-47, 48-60, powyżej 60 lat .
X_{12}	Stan cywilny. Zmienne binarne $X_{12,1}, X_{12,2}, X_{12,3}, X_{12,4}$ odpowiadające kategoriom: panna/kawaler, zamężna/zamężny, po rozwodzie, wdowa/wdowiec.

Źródło: opracowanie własne na podstawie kwestionariusza ankiety [Pastusiak 2010].

Na podstawie kwestionariusza przyjęto zmienne potencjalnie objaśniające X_k , gdzie $k \in \{1, \dots, 12\}$ jest numerem zmiennej. Dla każdej zmiennej jakościowej, której liczba możliwych wariantów była większa niż 2, wprowadzono odpowiednią liczbę nowych zmiennych binarnych, odzwierciedlających poszczególne kategorie. Zatem dla zmiennej X_k tworzone są zmienne binarne $X_{k,j}$, gdzie j oznacza numer wariantu wyjściowej zmiennej. Zmienna $X_{k,j}$ przyjmuje wartość jeden, jeżeli zmienna X_k przyjęła j -ty wariant cechy, wartość zero, jeżeli wariant ten nie wystąpił. Zbiór zmiennych potencjalnie objaśniających w modelu dla pracowników przedstawiono w tabeli 2 (zmienna $X_{3,10}$ została usunięta, gdyż przyjmowała tylko wartości 0).

4. Estymacja modeli

W badaniach podjęto próbę wyznaczenia kolejno siedmiu uporządkowanych modeli probitowych do oceny poszczególnych aspektów działalności uczelni metodą regresji krokowej wstecz. Jako miarę statystycznej łącznej istotności (na poziomie 0,05) oszacowanych parametrów modelu przyjęto test ilorazu wiarygodności. Do obliczeń wykorzystano darmowy program Gretl 1.9.1cvs [<http://gretl.sourceforge.net/>].

Rozkład przyjmowanych wartości przy ocenie nasilenia zmian w nauczaniu (zmienna Y^1) przedstawia tab. 3 – widać, że blisko 68% ankietowanych pracowników oceniło te zmiany jako nieistotne.

Tabela 3. Rozkład wartości w kategorii „nauczanie”

Wartości	$Y^1 = 0$	$Y^1 = 1$	$Y^1 = 2$	$Y^1 = 3$	$Y^1 = 4$
Liczność	3	2	67	12	15
Odsetek	0,03	0,02	0,677	0,121	0,152

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych [Pastusiak 2010].

Niestety, żadna ze zmiennych objaśniających nie okazała się wystarczająco istotna, aby zbudować model probitowy. Można na tej podstawie wysunąć wniosek, że nasilenia zmian w nauczaniu (w ocenie pracowników) nie da się wyjaśnić żadną z rozważanych zmiennych objaśniających.

W tabeli 4 przedstawiono rozkłady wartości oceny zmian w pozostałych rozważanych aspektach działalności uczelni.

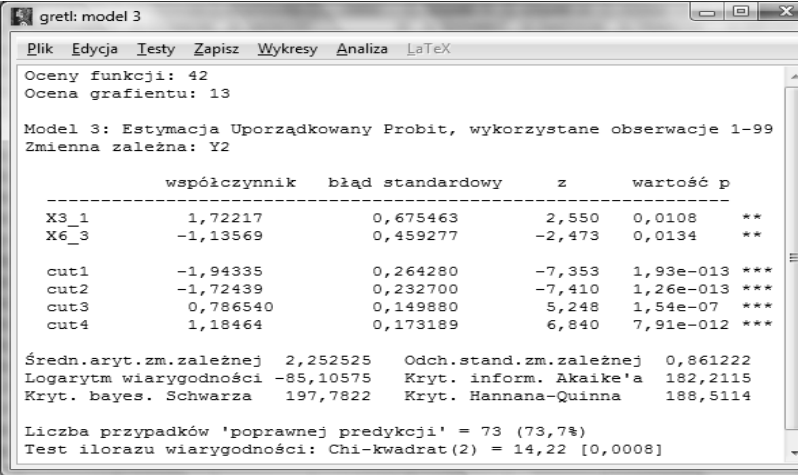
Rysunek 1 prezentuje okno wynikowe z parametrami uporządkowanego modelu probitowego dla zmiennej Y^2 . Ponieważ współczynniki modelu nie mają bezpośredniej interpretacji, dla rozważanych zmiennych zależnych obliczono prawdopodobieństwa warunkowe przyjęcia kolejnych wartości (por. wzór 2 i tab. 5), wyznaczone jako średnie z teoretycznych prawdopodobieństw warunkowych w próbie

oraz wpływy cząstkowe istotnych zmiennych objaśniających na te prawdopodobieństwa, obliczone w punkcie średnich wartości tych zmiennych (por. wzór 4 i tab. 6). Wyznaczone za pomocą modeli probitowych średnie prawdopodobieństwa warunkowe (por. tab. 5) są niemal identyczne z częstościami występowania poszczególnych wartości zmiennych zależnych (por. tab. 4). Świadczy to o dobrym dopasowaniu modeli probitowych do danych.

Tabela 4. Rozkład wartości oceny zmian w poszczególnych kategoriach.

Wartości	Obsługa w dziekanacie		Administracja centralna		Ranga uczelni		Oferta oprogramowania		Szansa znalezienia pracy przez absolwenta		Atmosfera na uczelni	
	liczność	odsetek	liczność	odsetek	liczność	odsetek	liczność	odsetek	liczność	odsetek	liczność	odsetek
$Y^j=0$	4	0,04	35	0,354	23	0,232	5	0,051	6	0,061	29	0,293
$Y^j=1$	2	0,02	6	0,061	13	0,131	1	0,01	4	0,04	23	0,232
$Y^j=2$	71	0,717	27	0,273	20	0,202	49	0,495	64	0,646	23	0,232
$Y^j=3$	9	0,091	17	0,172	16	0,162	11	0,111	14	0,141	16	0,162
$Y^j=4$	13	0,131	14	0,141	27	0,273	33	0,333	11	0,111	8	0,081

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych [Pastusiak 2010].



```

gretl: model 3
Plik Edycja Testy Zapisz Wykresy Analiza LaTeX
Oceny funkcji: 42
Ocena gradientu: 13

Model 3: Estymacja Uporządkowany Probit, wykorzystane obserwacje 1-99
Zmienna zależna: Y2

-----
współczynnik   błąd standardowy   z   wartość p
-----
X3_1             1,72217             0,675463             2,550   0,0108   **
X6_3            -1,13569            0,459277            -2,473   0,0134   **

cut1            -1,94335            0,264280             -7,353   1,93e-013 ***
cut2            -1,72439            0,232700             -7,410   1,26e-013 ***
cut3             0,786540            0,149880              5,248   1,54e-07   ***
cut4             1,18464             0,173189              6,840   7,91e-012 ***

Średn. aryt. zm. zależnej   2,252525   Odch. stand. zm. zależnej   0,861222
Logarytm wiarygodności   -85,10575   Kryt. inform. Akaike'a   182,2115
Kryt. bayes. Schwarz'a   197,7822   Kryt. Hannana-Quinna   188,5114

Liczba przypadków 'poprawnej predykcji' = 73 (73,7%)
Test ilorazu wiarygodności: Chi-kwadrat(2) = 14,22 [0,0008]

```

Rys. 1. Okno wynikowe dla zmiennej Y^2 (obsługa w dziekanacie)

Źródło: obliczenia własne w programie Gretl.

Na podstawie tab. 5 można wywnioskować, że największym średnim prawdopodobieństwem warunkowym w przypadku kategorii „obsługa w dziekanacie oraz

szansa znalezienia pracy przez absolwenta” odznaczały się odpowiedzi pracowników wskazujące na brak istotnych zmian w tych aspektach.

Tabela 5. Prawdopodobieństwa warunkowe $P(Y^l = j)$ w poszczególnych kategoriach

$P(Y^l = j)$	Obsługa w dziekanacie	Administracja centralna	Ranga uczelni	Oferta oprogramowania	Szansa znalezienia pracy przez absolwenta	Atmosfera na uczelni
$P(Y^l = 0)$	0,042	0,351	0,232	0,051	0,061	0,293
$P(Y^l = 1)$	0,020	0,063	0,135	0,010	0,040	0,231
$P(Y^l = 2)$	0,715	0,277	0,203	0,494	0,644	0,234
$P(Y^l = 3)$	0,091	0,168	0,158	0,111	0,142	0,163
$P(Y^l = 4)$	0,132	0,142	0,272	0,335	0,112	0,080

Źródło: obliczenia własne.

Pozostałe dziedziny działalności uczelni charakteryzują się bardziej zrównoważonymi rozkładami prawdopodobieństw poszczególnych ocen, z tym że o ile zmiany w „ofercie oprogramowania” oceniane są obojętnie lub pozytywnie, to „atmosfera” na nowej uczelni jest oceniana głównie obojętnie lub peyoratywnie.

Tabela 6. Wpływy cząstkowe na prawdopodobieństwa warunkowe $P(Y^l = j)$

Zmienna zależna	Zmienna istotna	Wpływ cząstkowy na prawdopodobieństwo $P(Y^l = j)$ dla				
		$j = 0$	$j = 1$	$j = 2$	$j = 3$	$j = 4$
Y^2	$X_{3,1}$			-0,0483		0,634
	$X_{6,3}$	0,199		0,047	0,091	
Y^3	$X_{2,2}$	0,333	-0,019	-0,151	-0,075	-0,022
	$X_{2,4}$	0,366	0,031	-0,034	-0,115	
	$X_{3,5}$	-0,042	0,157	0,187	-0,179	-0,144
	$X_{3,6}$	0,358	0,330	-0,034		
	$X_{6,3}$	0,524	0,022	-0,118		
	$X_{8,2}$	0,185	0,000	-0,025	-0,035	-0,190
Y^4	$X_{3,6}$				0,346	0,284
	$X_{8,2}$	0,256	0,041	-0,108	0,033	-0,220
Y^5	$X_{7,3}$			-0,156	-0,088	0,337
	$X_{11,3}$	-0,020		-0,265	0,066	0,240
Y^6	$X_{3,2}$			-0,301	0,072	0,844
	$X_{7,3}$			-0,008	0,127	0,093
	$X_{11,2}$	0,074	-0,017	0,147	0,016	
Y^7	$X_{6,3}$	0,289	-0,011	-0,011		

Źródło: obliczenia własne w programie Gretl.

5. Wnioski

Najważniejsze wnioski można sformułować na podstawie interpretacji wpływów cząstkowych (por. tab. 6):

- największy wpływ na przyrost prawdopodobieństwa oceny bardzo korzystnej zmian „obsługi w dziekanacie” mają pracownicy Wydziału Biotechnologii i Hodowli Zwierząt;
- pracownicy, którzy najczęściej nie odczuwają satysfakcji z pracy, mają silny wpływ na przyrost prawdopodobieństwa bardzo niekorzystnych ocen „obsługi w dziekanacie” i umiarkowany wpływ na przyrost ocen neutralnych; grupa ta ma również duży wpływ na przyrost bardzo niekorzystnych ocen „atmosfery” na nowo powstałej uczelni;
- największy wpływ na przyrost prawdopodobieństwa bardzo niekorzystnych ocen zmian w „administracji centralnej” mają pracownicy samodzielni ze stopniem profesora oraz adiunkci;
- jeśli chodzi o miejsce pracy ankietowanego, to istotny wpływ na ocenę zmian w „administracji centralnej” mają pracownicy Wydziału Informatyki (wzrost prawdopodobieństwa ocen umiarkowanie niekorzystnych i obojętnych, spadek prawdopodobieństwa ocen korzystnych i bardzo korzystnych) oraz Wydziału Inżynierii Mechanicznej i Mechatroniki (zdecydowany przyrost prawdopodobieństwa ocen niekorzystnych i bardzo niekorzystnych); należy przy tym podkreślić, że na przyrost prawdopodobieństwa ocen bardzo niekorzystnych w tym aspekcie mają największy wpływ pracownicy, którym praca w ZUT najczęściej nie przynosi satysfakcji, i ci, którzy jako główną przyczynę połączenia PS i AR w Szczecinie wymienili zwiększenie dotacji dla nowo powstałej uczelni;
- rozkład ocen zmian „rangi uczelni” jest dość równomierny, ale największy wpływ na przyrost prawdopodobieństwa ocen korzystnych i bardzo korzystnych w tej kategorii mają pracownicy Wydziału Inżynierii Mechanicznej i Mechatroniki, natomiast ankietowani, którzy jako powód połączenia uczelni wymienili zwiększenie dotacji, mają wpływ na przyrost prawdopodobieństwa ocen bardzo niekorzystnych oraz zmniejszenie prawdopodobieństwa ocen bardzo korzystnych;
- pracownicy, którzy nie umieli porównać prestiżu PS i AR w Szczecinie, mają duży wpływ na przyrost ocen bardzo korzystnych zmian w „ofercie oprogramowania” i korzystnych, jeżeli chodzi o „szansę znalezienia pracy przez absolwenta”; bardzo duży wpływ na przyrost prawdopodobieństwa oceny bardzo korzystnej zmiany w tym ostatnim aspekcie mają pracownicy Wydziału Budownictwa i Architektury, a umiarkowany na przyrost prawdopodobieństwa ocen obojętnych – pracownicy w wieku od 35 do 47 lat.

Zastosowanie uporządkowanego modelu probitowego pozwoliło wyznaczyć zależności dla zmiennych w słabych skalach. Umożliwiło sformułowanie cieka-

wych wniosków i może stanowić punkt wyjścia do analizy następstw połączenia dwóch dużych uczelni szczecińskich. Wyniki badań nie potwierdziły postawionej hipotezy badawczej.

Literatura

Kostrzewska J., *Wpływ cech społeczno-demograficznych na wysokość wynagrodzenia zamężnych kobiet*, Zeszyty Naukowe UEK, Metody Analizy Danych, Kraków (artykuł otrzymał pozytywną recenzję).

Pastusiak M. *Analiza statystyczna połączenia Politechniki Szczecińskiej oraz Akademii Rolniczej w Szczecinie*, praca inżynierska, ZUT Szczecin 2010.

Zavoina R., McKelvey W., *A statistical model for the analysis of ordinal level dependent variables*, „Journal of Mathematical Sociology” 1975, no. 4, s. 103-120.

Źródło internetowe

<http://gretl.sourceforge.net/>.

USING THE ORDERED PROBIT MODEL FOR THE EVALUATION OF MERGING OF TECHNICAL UNIVERSITY OF SZCZECIN AND UNIVERSITY OF AGRICULTURE IN SZCZECIN

Summary: As a result of merging of Technical University of Szczecin and University of Agriculture in Szczecin into one college – West Pomeranian University of Technology, Szczecin (ZUT) in 2009, a change of work organization and teaching in both colleges took place. The basic aim of this article is the analysis of opinions connected with this merging in the group of employees on the basis of the questionnaire forms filled up voluntarily. An ordered probit model was used to assess the satisfaction degree of merging both colleges, since almost all variables assumed to the description of the phenomenon have the quality character, whereas the response variable is expressed in ordered measurement.