

mgr Mariusz Franciszek Kaszubowski

Katedra Nauk Ekonomicznych/Zakład Statystyki
Politechnika Gdańska

Płaca progowa pracowników naukowo-dydaktycznych polskich wyższych uczelni publicznych w warunkach hipotetycznego kontraktu

WSTĘP

Celem badania było określenie wynagrodzenia progowego (*reservation wage*) pracowników naukowo-dydaktycznych polskich wyższych uczelni publicznych dla hipotetycznego kontraktu wprowadzającego warunek jednoetatowości. Oszacowania tego dokonano na podstawie wyników badań ankietowych przeprowadzonych wśród wspomnianej grupy pracowników w okresie od 28 lutego do 30 marca 2012 roku.

Wszystkim respondentom przedstawiono hipotetyczną umowę (rys. 1) wprowadzającą wymóg niepodejmowania żadnej dodatkowej pracy poza uczelnią, nawet bezpłatnej. Ankietowany mógł samodzielnie określić wymiar pensum gwarantującego mu dostateczny czas na badania i rozwój własny oraz minimalną, akceptowalną wysokość wynagrodzenia miesięcznego netto dla takiego kontraktu.

Jak dotychczas nie podejmowano szacowania płacy progowej pracowników uczelni wyższych przy jednoczesnym ograniczeniu wieloetatowości. Dodatkowo w świetle wprowadzonej reformy Szkolnictwa Wyższego w Polsce odpowiedź na stawiane pytanie mogłaby okazać się pomocna w opracowaniu przyszłych siatek płac odpowiadających oczekiwaniom środowiska akademickiego.

W teorii poszukiwania pracy (Job Search Theory), *reservation wage* określana jest jako minimalna wysokość pensji, którą poszukujący pracy jest w stanie zaakceptować [McKenna, 1990]. Polska literatura ekonomiczna nazywa ją płacą progową [Kwiatkowski, 2002]. Dodatkowo, sytuacja w której jej wysokość ustalana jest dla osób już zatrudnionych określa się mianem *on-the-job search*.

Najważniejszym czynnikiem decydującym o wysokości wynagrodzenia progowego jest naturalnie rodzaj i warunki oferowanej pracy. Wśród pozostałych determinant możemy znaleźć takie jak płeć [Duncan, 1992], wykształcenie, zdobyte doświadczenie zawodowe [Wolpin, 1987; Burdett i Vishwanath, 1988], długość okresu stanu bezrobocia [Ferber, Green, 1985; Sharpe, Adbel-Ghany, 1997], wysokość zasiłków dla bezrobotnych, prawdopodobieństwo zwolnienia [Benhabib, Bull, 1983; Pissarides, 1984; Balu, Robins, 1990], wysokość oszczędności [Bloemen, Stancanelli, 2001].

WYDZIAŁ ZARZĄDZANIA I EKONOMII
POLITECHNIKA GDAŃSKA

Godzime wynagrodzenia pracowników naukowo-dydaktycznych polskich uczelni

0% 100%

Hipotetyczny kontrakt

Wyobraź sobie, że uczelnie zostały zobligowane do zawierania kontraktów z pracownikami naukowo-dydaktycznymi na następujących warunkach:

- praca naukowa plus typowa praca organizacyjna,
- niepodejmowanie żadnej dodatkowej pracy poza uczelnią, nawet bezpłatnej,
- roczne pensum dydaktyczne - poniżej podaj swoją propozycję:

Pensum 120 godz

120 240

Akceptując powyższe warunki uważam, że moja płaca miesięczna netto powinna wynosić co najmniej

Wynagrodzenie PLN

<< Wstecz Dalej >>

Rysunek 1. Fragment ankiety badawczej

Źródło: opracowanie własne.

Problem szacowania wysokości wynagrodzenia progowego znajduje rozwiązanie w dwóch różnych podejściach. Pierwsze polega na analizie bezpośrednich odpowiedzi w ankietach osobowych (*self-reported reservation wage*) zaś drugie na konstrukcji modeli ekonometrycznych. Przykładami pierwszej grupy analiz są między innymi prace [Kasper, 1967; Crosslin, Stevens, 1977; Lancaster, Chesher, 1983; Feldstein, Poterba, 1984; Lancaster, 1985; Holzer, 1986; Jones, 1988, 1989; Heywood, White, 1990], [Bloemen and Stancanelli, 2001], [Blackaby, 2007], [Ophem, Hartog, Berkhout, 2011]. Druga grupa, to szacowania oparte na modelu Heckmana, metodą *stochastic frontier regression* lub na binarnych modelach decyzyjnych gdzie przykładami są prace [Heckman, 1974; Kiefer, Neumann, 1979; Fische, 1982; Ferber, Green, 1985; Narendranathan, Nickell, 1985; Duncan, 1992; Blau, 1992; Hofler, Murphy, 1994; Sharpe, Abdel-

Ghany, 1997; Voeks, 2000; Gorgens, 2002; Mohanty, 2005; Watson, Webb, 2008; Villa, 2009].

Ponieważ wynagrodzenia w szkolnictwie wyższym w Polsce ustalane są administracyjnie (tab. 1) i nie ma możliwości zaobserwowania rzeczywistych rynkowych wynagrodzeń dla tej formy kontraktów w prezentowanej analizie szacowania płacy progowej dokonano na bazie badań ankietowych.

Tabela 1. Miesięczne minimalne stawki wynagrodzenia zasadniczego brutto nauczycieli akademickich na lata 2013–2015

Stanowisko	Minimalna stawka wynagrodzenia zasadniczego w złotych			
	2012 r.	2013 r.	2014 r.	2015 r.
profesor zwyczajny	4145	4525	4940	5390
profesor nadzwyczajny posiadający tytuł naukowy albo tytuł w zakresie sztuki, profesor wizytujący posiadający tytuł naukowy albo tytuł w zakresie sztuki	3865	4220	4605	5025
profesor nadzwyczajny posiadający stopień naukowy doktora habilitowanego lub doktora albo stopień doktora habilitowanego lub doktora w zakresie sztuki, profesor wizytujący posiadający stopień naukowy doktora habilitowanego lub doktora albo stopień doktora habilitowanego lub doktora w zakresie sztuki	3540	3865	4220	4065
docent, adiunkt posiadający stopień naukowy doktora habilitowanego albo stopień doktora habilitowanego w zakresie sztuki	3310	3616	3945	4305
adiunkt posiadający stopień naukowy doktora albo stopień doktora w zakresie sztuki, starszy wykładowca posiadający stopień naukowy doktora albo stopień doktora w zakresie sztuki	2935	3205	3500	3820
starszy wykładowca nieposiadający stopnia naukowego albo stopnia w zakresie sztuki	2325	2540	2770	3025
asystent	1885	2055	2245	2450
wykładowca, lektor, instruktor	1830	1995	2175	2375

Źródło: Rozporządzenie Ministra Nauki i Szkolnictwa Wyższego w sprawie warunków wynagrodzenia za pracę – DzU nr 243, poz. 1447 z dnia 5 października 2011 r.

MATERIAŁ I METODY

Materiał statystyczny na bazie, którego wyznaczono rozkłady płacy progowej został zebrany wśród pracowników naukowo-dydaktycznych polskich publicznych uczelni wyższych podlegających Ministerstwu Nauki i Szkolnictwa Wyższego. Badanie miało charakter całościowego, gdyż każdy dziekan (481



wydziałów) otrzymał e-mail z prośbą o przesłanie linku do ankiety do wszystkich swoich pracowników naukowo-dydaktycznych. Decyzja o uczestniczeniu w badaniu uznana została za losową. Kwestionariusz osobowy wypełniany był drogą online na odpowiednio przygotowanym serwisie internetowym. Oprogramowanie jakie do tego użyto to LimeSurvey (Version 1.91+ Build 11379). W celu zabezpieczenia przed wielokrotnym wypełnieniem ankiety przez tą samą osobę zdecydowano się na opcję identyfikacji numeru IP komputera przy czym program nie udostępnia tych danych. Ankieta była anonimowa o czym poinformowano wypełniających ją opiniodawców.

Populacja objęta badaniem liczyła 51 334 osoby (stan na okres 2010/2011) [GUS, 2011]. Podobnie jak w przypadku wcześniej przeprowadzonego badania pilotażowego, którego wyniki opisane zostały przez [Kaszubowski, 2011] uznano, że nie wystąpił błąd pokrycia czy też losowania. Wynika to z założenia, że każdy dziekan oraz podlegający mu pracownik ma swobodny dostęp do poczty elektronicznej.

Częstym problemem dla ankiet internetowych jest wysoki wskaźnik odmów [Szreder, 2004] oraz jakość otrzymywanych tą drogą informacji [Hofler i Murphy, 1994]. Niemniej jednak w tym przypadku zważyć trzeba na fakt, że tematyka badań była interesująca i dotyczyła bezpośrednio respondentów. Opiniodawcy zaś to w większości osoby z wyższym wykształceniem i niezbyt zamożni (a więc chętniej udzielający odpowiedzi). Dodatkowo, by łatwiej było określić swoje minimalne oczekiwania płacowe pytano o wynagrodzenie netto a nie brutto. Istotną dla obiektywizmu wypowiedzi mogła okazać się również informacja, iż badania były anonimowe oraz miały służyć celom tylko i wyłącznie naukowym (nie były realizowane na zlecenie np. rządu).

Przed przystąpieniem do analizy dane zostały oczyszczone z odpowiedzi niepełnych oraz błędnie wypełnionych. Następnie usunięto obserwacje ekstremalne posługując się metodą graficzną zaproponowaną przez [Tukey, 1977], a dokładniej eliminując wszystkie obserwacje odchylające się od mediany o czterokrotność rozstępu kwartylowego. W wyniku przeprowadzonych zabiegów otrzymano ostatecznie 1618 obserwacji (tab. 2).

Tabela 2. Charakterystyka populacji generalnej i próby

Grupa		Liczba osób	
		Populacja	Próba
<i>1</i>		<i>2</i>	<i>3</i>
Pracownicy naukowo-dydaktyczni polskich wyższych uczelni publicznych	razem	51334	1618
	w tym kobiety	20477	670
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku asystenta	razem	6937	253
	w tym kobiety	3606	112
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku adiunkta	razem	28520	978
	w tym kobiety	12758	457

<i>I</i>		2	3
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku adiunkta z habilitacją	razem	2331	71
	w tym kobiety	743	19
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku profesora nadzwyczajnego	razem	9287	222
	w tym kobiety	2612	63
Pracownicy zatrudnieni na stanowisku profesora zwyczajnego	razem	4272	94
	w tym kobiety	758	19

Źródło: opracowanie własne na podstawie ankiety oraz GUS.

Otrzymana próba była niezrównoważona, toteż wprowadzono odpowiedni system wag oparty na ilorazie frakcji w populacji do frakcji z próby. Ponieważ frakcja kobiet w próbie statystycznie nieistotnie różniła się od frakcji kobiet w całej populacji ($Z = -1,249$) ostatecznego ważenia dokonano biorąc pod uwagę rodzaj uczelni oraz zajmowane stanowisko (tab. 3 oraz tab. 4).

Tabela 3. Wagi dla szacowania płacy progowej – grupa mężczyźni

Wyszczególnienie	Wagi					
	prof. zw.	prof. nadzw.	adiunkt	adiunkt z hab.	asystent	razem
Uniwersytety	1,302	1,091	0,922	0,897	0,635	0,945
Wyższe Szkoły Techniczne	1,981	1,669	1,097	0,993	0,696	1,135
Wyższe Szkoły Ekonomiczne	1,474	0,795	0,336	0,000	1,112	0,498
Wyższe Szkoły Pedagogiczne	1,495	2,727	1,109	0,000	4,391	1,608
Wyższe Szkoły Rolnicze	3,245	2,224	1,803	1,032	4,760	1,971
Akademie Wychowania Fizycznego	0,880	0,814	0,686	0,369	0,578	0,700
Wyższe Szkoły Teologiczne	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Źródło: opracowanie własne na podstawie ankiety.

Tabela 4. Wagi dla szacowania płacy progowej – grupa kobiety

Wyszczególnienie	Wagi					
	prof. zw.	prof. nadzw.	adiunkt	adiunkt z hab.	asystent	razem
Uniwersytety	1,165	1,278	1,022	1,319	1,081	1,077
Wyższe Szkoły Techniczne	0,982	1,498	0,788	0,793	0,934	0,862
Wyższe Szkoły Ekonomiczne	2,421	0,878	0,342	0,491	0,499	0,429
Wyższe Szkoły Pedagogiczne	0,000	2,290	1,608	0,425	3,436	1,898
Wyższe Szkoły Rolnicze	1,309	1,988	2,192	0,000	7,100	2,400
Akademie Wychowania Fizycznego	0,000	1,865	0,755	0,000	0,713	0,839
Wyższe Szkoły Teologiczne	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Źródło: opracowanie własne na podstawie ankiety.



Ostatnim elementem przygotowania danych do analizy było wystandaryzowanie płacy progowej określając jej wysokość dla pensum 180 godzin. Było to i konieczne, i możliwe, gdyż każdy respondent obok minimalnego, akceptowalnego wynagrodzenia określał również odpowiadające jego oczekiwaniom roczne pensum (min. 120 godzin, max. 240 godzin).

Oszacowania *reservation wage* dokonano z podziałem ze względu na zajmowane stanowisko na dwa różne sposoby. W pierwszy sposób poprzez policzenie statystyk opisowych bezpośrednio z szeregu szczegółowego, zaś w drugi poprzez określenie rozkładu wynagrodzenia. Wszędzie wartością szacowanej płacy przyjęto medianę. Takie podejście ma swoje uzasadnienie w interpretacji, gdyż pozwala stwierdzić, że dla stawek wynagrodzenia powyżej wyznaczonych wielkości bardziej prawdopodobne jest przyjęcie niż odrzucenie proponowanego kontraktu.

W literaturze można znaleźć wiele rozkładów teoretycznych opisujących rozkład dochodu. Najprostszy i stosunkowo dobrze znanym jest rozkład log-normalny [Lambert, 2001]. Pojawia się również rozkład Pareto opisujący szczególnie dobrze rozkłady z tak zwanym „ciężkim ogonem” [Harrison, 1981]. W wielu badaniach stosowano rozkład Singh-Maddala, który to dopasowywał się lepiej niż rozkład Gamma czy log-normalny [McDonald, 1984]. Ostatnio jednak poświęcono dużo uwagi ogólnemu rozkładowi Beta drugiego rodzaju (GB2), który wydawać się może dobrą alternatywą dla wcześniejszych propozycji [Parker, 1999]. Ostatecznie do określenia rozkładu badanych wielkości wytypowano pięć rozkładów będących właśnie szczególnymi przypadkami rozkładu GB2: log-normalny, Singh-Maddala, Daguma, Fiska i Pearsona typu VI [Kleiber, Kotz, 2003] (tab. 5). Parametry rozkładów zostały wyznaczone metodą największej wiarygodności przy użyciu programu Stata 12.

Tabela 5. Wybrane rozkłady i ich funkcje gęstości

Rozkład	Funkcja gęstości
I	2
Ogólny Beta Drugiego Rodzaju $GB2(a, b, p, q)$	$\frac{ax^{ap-1}}{b^{ap}B(p, q) \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)^a\right)^{p+q}}$
Logarytmiczno-normalny $LN(\mu, \sigma) \sim GB2(a \sim 0, \mu, \sigma, q \sim \infty)$	$\frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x - \mu)}{\sigma}\right)^2\right)}{x\sigma\sqrt{2\pi}}$
Singh-Maddala (Burr typu XII) $SM(a, b, q) \sim GB2(a, b, 1, q)$	$\frac{ax^{a-1}}{b^a B(1, q) \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)^a\right)^{1+q}}$



1	2
Daguma (Burr typu III)	$\frac{ax^{ap-1}}{b^{ap}B(p, 1) \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)^a\right)^{p+1}}$
Dag(a, b, p)~GB2(a, b, p, 1)	
Fiska (log-logistyczny)	$\frac{ax^{a-1}}{b^a \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)^a\right)^2}$
Fisk(a, b)~GB2(a, b, 1, 1)	
Pearsona Typu VI (Beta Drugiego Rodzaju)	$\frac{x^{p-1}}{b^p B(p, q) \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)\right)^{p+q}}$
PVI(b, p, q)~GB2(1, b, p, q)	

Źródło: opracowanie własne na podstawie [Kleiber, Kotz, 2003].

W celu weryfikacji typu rozkładu w populacji generalnej nie zdecydowano się na zastosowanie popularnego testu opartego na statystyce λ -Kolmogorowa czy też statystyce χ^2 Pearsona, gdyż pierwszy wymaga znajomości dystrybuanty teoretycznej [Kot, 1999], zaś drugi jest zbyt „surowy” dla dużych prób [Cramer, 1986]. Posłużono się miarą badającą zgodność kwantyli teoretycznych z empirycznymi, a dokładniej – kwadratem współczynnika korelacji pomiędzy nimi [D’Agostino, Stephens, 1986], a także odchyleniem standardowym różnic częstości względnych i współczynnikiem podobieństwa struktur. Pierwszą miarę stosował między innymi S. Kot w badaniach nad rozkładem płac w Polsce w latach 1992–1996 [Kot, 1999] zaś dwie kolejne A. Jędrzejczak w analizie rozkładu płac w Polsce w latach 1999–2002 w ujęciu terytorialnym [Domański, 2005]. Ostateczna ocena dopasowania i wybór postaci rozkładu płacy progowej często pozostaje jednak rzeczą subiektywną. Jak pisze, stawiając pytanie, Stephen P. Jenkins: „Ocena dobroci dopasowania zależy od oka obserwatora” [Jenkins, www.stata.com/meeting/2german/Jenkins.pdf].

Przeprowadzona ankieta oprócz wysokości płacy progowej dla hipotetycznego kontraktu pozwoliła również na zebranie od opiniodawców informacji takich jak rodzaj uczelni, kategoria wydziału przyznana przez MNiSW oraz czy respondent posiada dodatkowe dochody poza uczelnią macierzystą. Zdecydowano się porównać oceny płacy progowej pracowników naukowo-dydaktycznych nadto w zależności od tych właśnie wymienionych charakterystyk (tab. 6). Dokonano tego poprzez porównanie funkcji przeżycia wyznaczonych metodą Kaplana-Meiera w różnych grupach bez podziału na zajmowane stanowisko. Sens takiego podejścia odnajdujemy w interpretacji dystrybuanty rozkładu płacy progowej. Odpowiada ona na pytanie, jakie jest prawdopodobieństwo podpisania hipotetycznego kontraktu dla danej propozycji wysokości wynagrodzenia. Funkcja przeżycia jest odpowiedzią na pytanie przeciwne.



Tabela 6. Wybrane pytania zamknięte i ich warianty odpowiedzi

Pytanie	Odpowiedzi
Rodzaj uczelni macierzystej	Poli – politechnika, Uniw – uniwersytet, Eko – uczelnia ekonomiczna, Rol – uczelnia rolnicza, Pedagog – wyższa szkoła pedagogiczna, WF – akademia wychowania fizycznego.
„Czy posiadasz dodatkowy dochód poza wynagrodzeniem za pracę na uczelni macierzystej?”	Tak, Nie.
Kategoria wydziału przyznana przez MNiSW	Kat 1 – kategoria I, Kat 2 – kategoria II, Kat 3 – kategoria III, Kat 4 – kategoria IV.

Źródło: opracowanie własne na podstawie ankiety.

Do porównania par krzywych przeżycia posłużono się nieparametrycznym testem F Coxa. Słuszność takiego wyboru potwierdza zalecenie, by stosować go gdy nie występują obserwacje ucięte oraz chociaż jedna z badanych grup jest poniżej 50 obserwacji [Stanisz, 2007]. Z tych samych powodów dla porównania wielu funkcji przeżycia zastosowano klasyczny, nieparametryczny test Kruskala-Wallisa. W obydwu testach przyjęto poziom istotności $\alpha = 0,05$.

WYNIKI

Kluczowe dla badania było określenie wysokości płacy progowej pracowników naukowo-dydaktycznych dla hipotetycznego kontraktu z podziałem na zajmowane stanowisko. Po uprzednim usunięciu obserwacji niepełnych, odstających oraz nadaniu pozostałym odpowiednich wag w sposób opisany wcześniej w pierwszej kolejności policzone zostały statystyki opisowe (tab. 7).

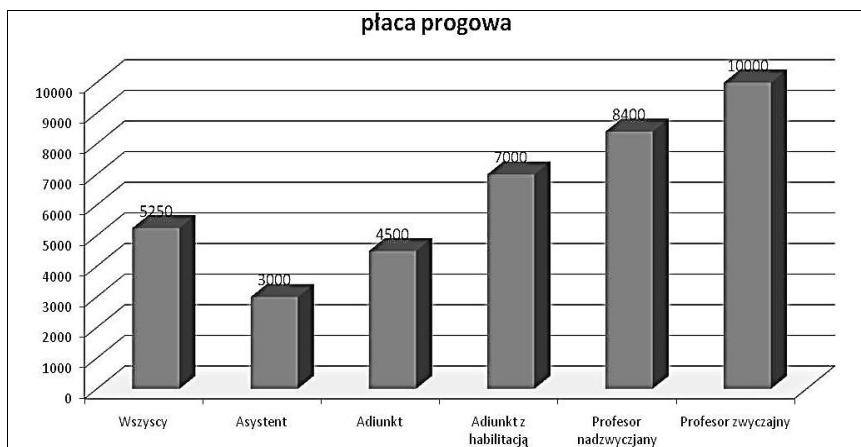
Tabela 7. Wybrane statystyki opisowe dla płacy progowej

Stanowisko	Statystyki opisowe					
	Średnia	Mediana	Moda	Odch. Std.	Skośność	Kurtoza
Wszyscy	6385	5250	4500	3671	1,66	3,15
Asystent	3551	3000	3000	1655	2,89	18,32
Adiunkt	5473	4500	3750	2661	2,40	8,54
adiunkt z hab.	7620	7000	6000	3526	1,79	4,81
prof. nadzw.	9154	8400	6000	4014	1,21	1,28
prof. zw.	10659	10000	12000	3904	0,69	-0,01

Źródło: opracowanie własne na podstawie ankiety z użyciem programu Statistica 10.



Dla lepszego zobrazowania różnic w poszczególnych grupach, ich wspólne zestawienie przedstawiono na rysunku 2. Porównywaną wielkością jest mediana.



Rysunek 2. Mediana płacy progowej wyrażona w PLN z podziałem według zajmowanego stanowiska

Źródło: opracowanie własne na podstawie ankiety.

Próbę zmodelowania płacy progowej poprzez określenie jej rozkładu rozpoczęto od oszacowania metodą największej wiarygodności parametrów wybranych rozkładów teoretycznych. Po ich policzeniu jako miary dopasowania poszczególnych rozkładów zastosowano trzy miary. Pierwsza to kwadrat współczynnika korelacji pomiędzy decylami empirycznymi i teoretycznymi rozkładów – ρ^2 . Druga miara to odchylenie standardowe różnic częstości względnych W_p zaś ostatnia współczynnik podobieństwa struktur S_d . Dwie ostatnie miary są zależne od konstrukcji szeregu rozdzielczego przedziałowego. W tym przypadku szereg składał się z 15 przedziałów klasowych o równej rozpiętości. Wyniki szacowania parametrów rozkładów wraz z błędami szacunku podanymi w nawiasach przedstawia tabela 8.

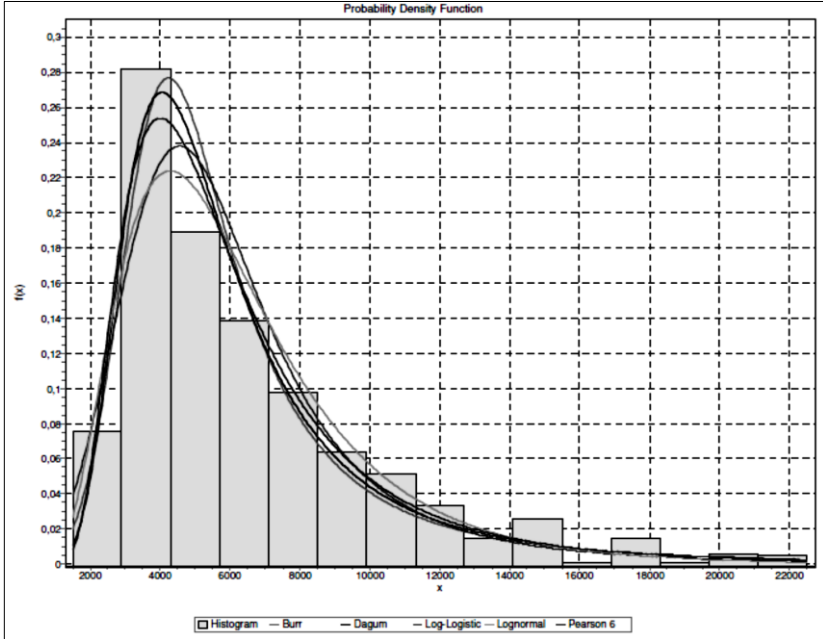
Tabela 8. Wyniki szacowania parametrów rozkładów oraz miar dopasowania

Rozkład	Parametry rozkładu	$\ln L$	ρ^2	W_p	S_d
1	2	3	4	5	6
Log-normalny	$\mu = 8,624841$ (0,0126991)	-15163,94	0,990348	0,8867	0,0233
	$\sigma = 0,5108126$ (0,0089796)				
Singh-Maddala $GB2(a, b, 1, q)$	$q = 0,5240214$ (0,0535401)	-15172,67	0,997671	0,8876	0,0208
	$a = 4,548603$ (0,2593805)				
	$b = 4195,911$ (155,1657)				

1	2	3	4	5	6
Daguma $GB2(a, b, p, 1)$	$p = 3,012717$ (0,5373083)	-15156,14	0,997665	0,9050	0,0172
	$a = 2,669555$ (0,0910628)				
	$b = 3180,361$ (296,9932)				
Fiska $GB2(a, b, 1, 1)$	$a = 3,38865$ (0,0694613)	-15189,52	0,991346	0,8719	0,0255
	$b = 5446,475$ (70,19671)				
Pearsona Typ VI $GB2(1, b, p, q)$	$p = 142,2695$ (343,347)	-15144,66	0,996187	0,9123	0,0167
	$q = 4,365467$ (0,3355432)				
	$b = 152,243$ (380,4666)				

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników z programu Stata 12, Statistica 10, Excel.

Funkcje gęstości badanych rozkładów teoretycznych na tle histogramu przedstawia rysunek 3. Są to Singh-Maddala, Daguma, Pearsona Typu VI, Fiska i Lognormalny wymienione w kolejności od największej wartości lokalnego maksimum.



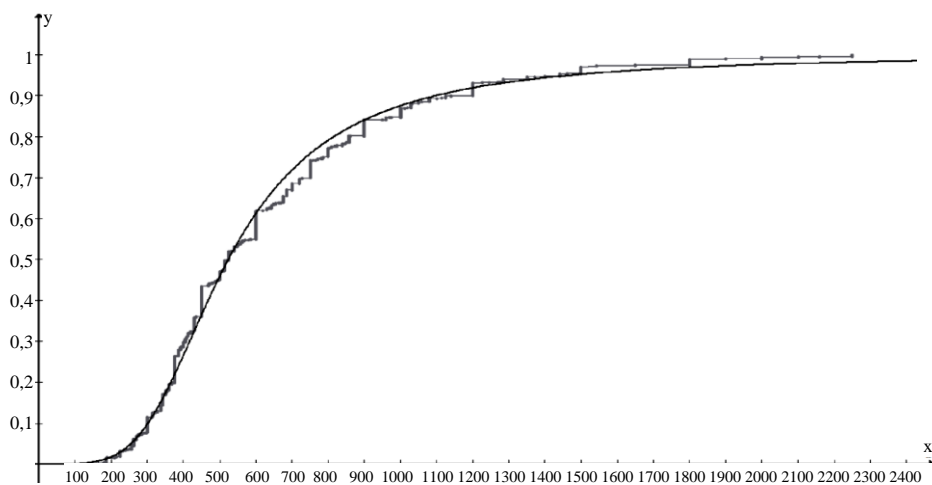
Rysunek 3. Funkcje gęstości wybranych rozkładów teoretycznych

Źródło: opracowanie własne z użyciem programu EasyFit Professional 5.4.

Ostatecznie za rozkład płacy progowej całej grupy pracowników naukowo-dydaktycznych przyjęto rozkład Singh-Maddala, gdyż dla niego właśnie otrzymano najwyższy kwadrat współczynnika korelacji pomiędzy decylami, a także umiarkowane wartości pozostałych miar dopasowań. Uznano również, że pierwsza z miar dopasowania ma istotniejsze znaczenie niż pozostałe dwie, gdyż nie zależy ona od grupowania. Dodatkowo otrzymane parametry dla wspomnianego rozkładu cechują niskie błędy szacowania zaś dystrybuanta ma nieskomplikowaną postać:

$$F(x) = 1 - \left[1 + \left(\frac{x}{4195,911} \right)^{4,548603} \right]^{-0,5240214}$$

Rysunek 4 przedstawia obraz dystrybuanty rozkładu Singh-Maddala na tle dystrybuanty empirycznej, co nadto potwierdza jego wybór.



Rysunek 4. Dystrybuanta empiryczna i teoretyczna Singh-Maddala

Źródło: opracowanie własne z użyciem programu Graph 4.4.

Wybrany rozkład teoretyczny cechuje się również dość dobrym przybliżeniem statystyk w szczególności mediany, którą uznano jako wysokość szacowanej płacy progowej.

Tabela 9. Wybrane statystyki rozkładów

Podsumowanie rozkładów						
Statystyki	Empi-ryczny	Log-normalny	Singh-Maddala	Daguma	Fiska	Pearsona typu VI
1	2	3	4	5	6	7
Średnia	6385,3	6344,3	6672,2	6628,0	6312,7	6435,7
Mediana	5250,0	5568,3	5242,5	5278,2	5446,5	5352,5



<i>l</i>	2	3	4	5	6	7
Dominanta	4500,0	4289,4	4240,1	4060,1	4551,5	4008,4
Kwartył dolny	3750,0	3945,2	3917,2	3889,6	3938,4	3881,7
Kwartył górny	7875,0	7858,4	7385,6	7530,7	7532,1	7647,2
Odch. std.	3670,8	3464,1	7753,0	6095,0	4175,7	4233,6
Gini	0,294	0,282	0,332	0,322	0,295	0,357

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników z programu Statistica 10, Stata 12 oraz Easy-Fit Professional 5.4.

W dalszej części analizy dokonano dopasowania rozkładu Singh-Maddala dla poszczególnych grup to jest z podziałem ze względu na zajmowane stanowisko. Otrzymane parametry wraz z błędami szacunku oraz logarytmem funkcji największej wiarygodności przedstawia tabela 10.

Dystrybuanty wyznaczonych rozkładów teoretycznych płacy progowej przedstawia rysunek 5. Kolejno patrząc od lewej dla grupy asystentów, adiunktów, adiunktów z habilitacją, profesorów nadzwyczajnych oraz profesorów zwyczajnych.

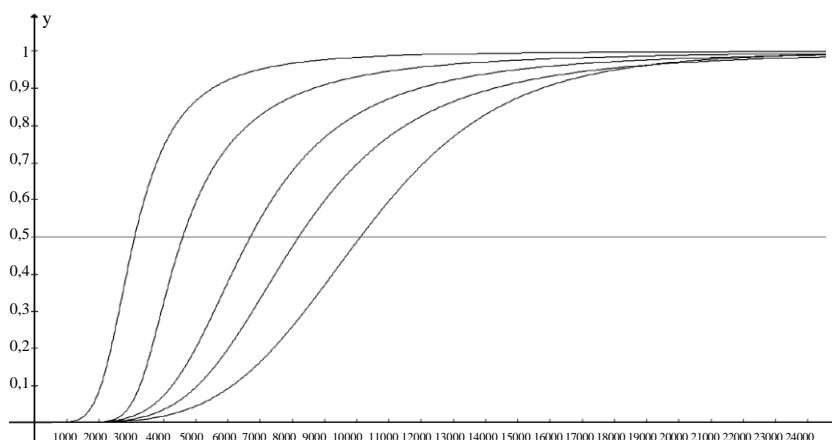
Wyznaczone, dokładne wartości mediany jako szacowanej płacy progowej przedstawia tabela 11. W każdej z grup błąd względny pomiędzy wartością mediany empirycznej i tej wyznaczonej z teoretycznego rozkładu Singh-Maddala jest niewielki.

Tabela 10. Rozkład Singh-Maddala dla grup według zajmowanego stanowiska

Stanowisko	Parametry rozkładu Singh-Maddala w poszczególnych grupach			<i>lnL</i>
	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>q</i>	
asystent	6,246774 (0,9134767)	2579,409 (177,3677)	0,4842978 (0,1245612)	-2167,14
adiunkt	9,36411 (0,703043)	3546,497 (66,54133)	0,2758334 (0,0290816)	-8750,70
adiunkt z hab.	5,45309 (1,347948)	5721,561 (810,7881)	0,5723225 (0,2669912)	-665,59
prof. nadzw.	4,80573 (0,6086475)	7440,631 (671,1136)	0,7276703 (0,1937875)	-2125,80
prof. zw.	4,18756 (0,7962019)	11357,13 (2564,678)	1,446021 (0,8878438)	-906,43

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników z programu Stata 12.





Rysunek 5. Dystrybuanty teoretyczne rozkładu Singh-Maddala dla grup według stanowiska

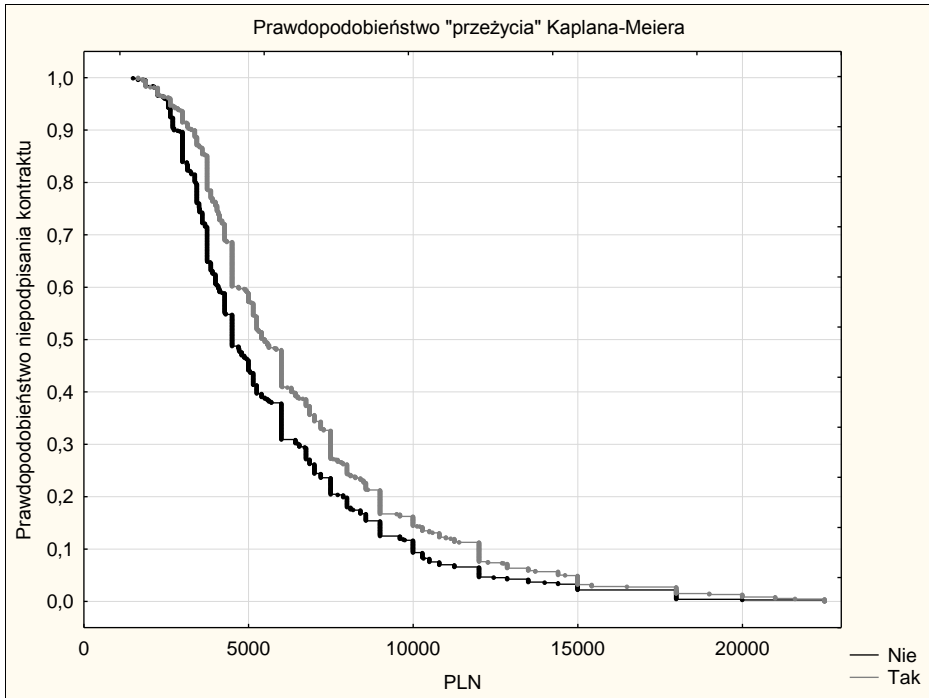
Źródło: opracowanie własne z użyciem programu Graph 4.4.

Tabela 11. Mediana płacy progowej dla grup według zajmowanego stanowiska

Stanowisko	Płaca progowa (mediana)		Błąd Względny (%)
	Szereg szczegółowy	Rozkład Singh-Maddala	
asystent	3000,00	3104,80	3,49
adiunkt	4500,00	4596,50	2,14
adiunkt z hab.	7000,00	6695,90	4,34
prof. nadzw.	8400,00	8196,90	2,42
prof. zw.	10000,00	10112,00	1,12

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników z programu Statistica 10 oraz EasyFit Professional 5.4.

Wysokość płacy progowej dla hipotetycznego kontraktu z oczywistych względów różniła się w zależności od zajmowanego stanowiska. Zastanawiające jednak pozostawało pytanie, czy inne czynniki mogły mieć statystycznie istotny wpływ na ocenę wysokości szacowanej płacy progowej. W pierwszej odsłonie zdecydowano się na porównanie funkcji „przeżycia” płacy progowej pracowników naukowo-dydaktycznych z podziałem na posiadających i nieposiadających dodatkowy dochód poza wynagrodzeniem z uczelni macierzystej (rys. 6). Test F Coxa potwierdził ($F = 1,281$; $p = 0,00000$), że pracownicy, dla których podpisanie nowego kontraktu wiązałoby się z rezygnacją z dodatkowych źródeł dochodu, mają statystycznie istotnie wyższe oczekiwania.



Rysunek 6. Funkcja „przeżycia” dla zmiennej „...dodatkowy dochód...”.

Źródło: opracowanie własne z użyciem programu Statistica 10.

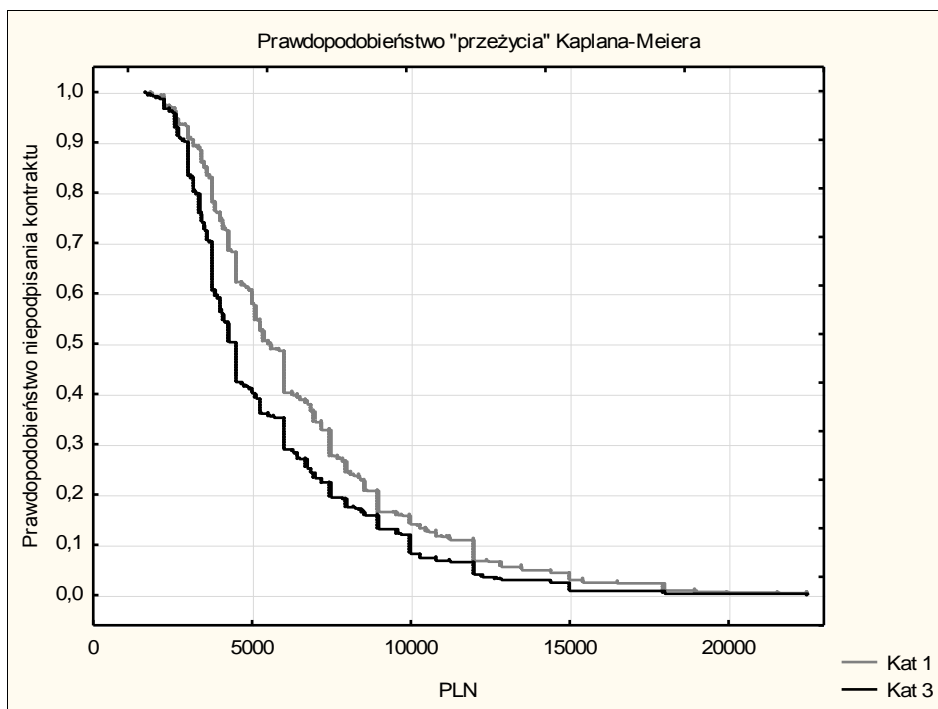
Kolejne porównanie dotyczyło funkcji „przeżycia” płacy progowej według kategorii wydziału przyznanej przez MNiSW. Po raz kolejny wystąpiły statystycznie istotne różnice pomiędzy wszystkimi kategoriami. Im wyższa (w rozumieniu lepsza) kategoria wydziału tym wyższa płaca progowa. Wyniki testu F Coxa dla wybranych par omawianej zmiennej przedstawia tabela 12.

Tabela 12. Test F Coxa dla zmiennej kategoria wydziału według MNiSW

Grupa zmiennych	$F(r_1, r_2)$	p
Kat 1, Kat 2	$F(1536,894) = 1,196$	0,00142
Kat 2, Kat 3	$F(894,732) = 1,132$	0,04006
Kat 3, Kat 4	$F(732,134) = 1,489$	0,00078

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników z programu Statistica 10.

Przykładowe porównanie płacy progowej pracowników naukowo-dydaktycznych wydziałów o przyznanej kategorii I oraz kategorii III przedstawia rysunek 7.



Rysunek 7. Funkcja „przeżycia” dla zmiennych Kat 1 i Kat 3

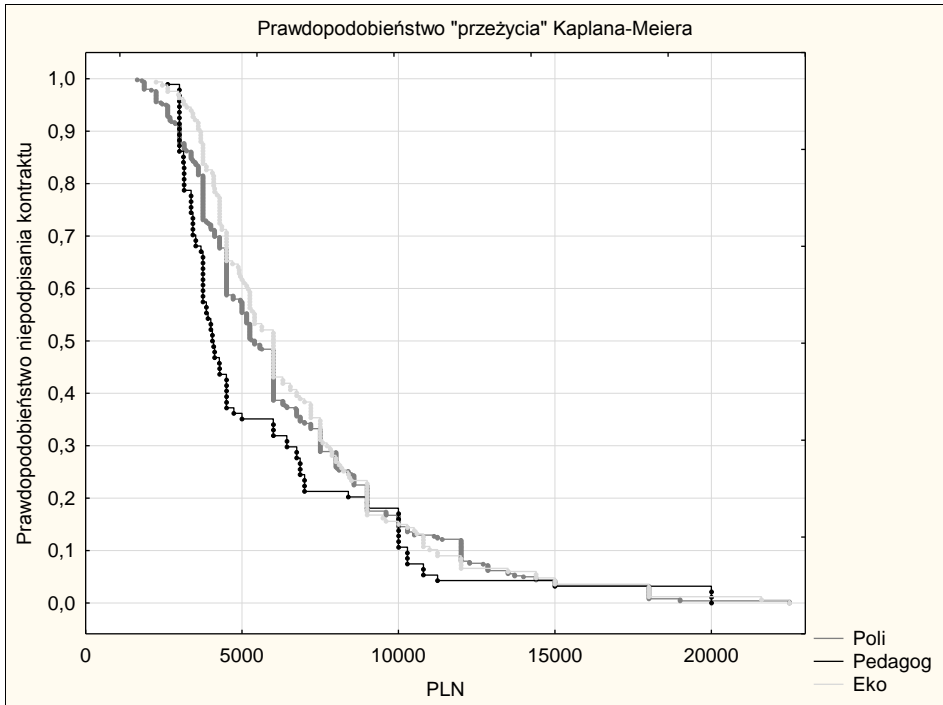
Źródło: opracowanie własne z użyciem programu Statistica 10.

Ostatnie porównanie funkcji „przeżycia” dla płacy progowej dotyczy podziału jej według rodzaju uczelni macierzystej. W wyniku przeprowadzonego szeregu testów Kruskala-Wallisa (część z nich przedstawia tab. 13) w naturalny sposób powstały trzy grupy różniące się wysokością oceny płacy progowej. Pierwsza grupa o najwyższych oczekiwaniach to pracownicy politechnik i uczelni ekonomicznych. Kolejna grupa to uniwersytety, uczelnie rolnicze oraz akademie wychowania fizycznego. Ostatnia grupa o statystycznie istotnie najniższych ocenach wysokości wynagrodzenia to pracownicy uczelni pedagogicznych. Przykładowe porównanie przedstawia rysunek 8.

Tabela 13. Wyniki testu Kruskala-Wallisa dla grup zmiennych rodzaj uczelni

Grupa zmiennych	χ^2	df	p
Univ, Pedagog, Rol, WF, Poli, Eko.	23,58838	5	0,00026
Univ, Pedagog, Rol, WF.	5,121531	3	0,16310
Poli, Eko, Pedagog	13,87856	2	0,00097
Poli, Eko.	2,275756	1	0,13140

Źródło: opracowanie własne na podstawie wyników z programu Statistica 10.



Rysunek 8. Funkcja „przeżycia” dla zmiennych Poli, Pedagog i Eko

Źródło: opracowanie własne z użyciem programu Statistica 10.

PODSUMOWANIE

Przeprowadzona analiza wysokości płacy progowej dla hipotetycznego kontraktu wprowadzającego jednoetatowość wśród pracowników naukowo-dydaktycznych polskich uczelni publicznych odpowiada przede wszystkim na kluczowe dla badania pytanie – jaka jest jego wysokość. Ustalono również, że najlepiej prezentującym rozkład szukanej wysokości wynagrodzenia jest rozkład Singh-Maddala. Na wysokość minimalnej akceptowalnej płacy oprócz zajmowanego stanowiska miały wpływ również rodzaj uczelni, kategoria wydziału oraz fakt posiada lub nie posiadania dodatkowego dochodu.

Badanie ankietowe, jakie przeprowadzono na cele powyższej analizy może jednak w pewnym stopniu prezentować oczekiwania płacowe pracowników niż rzeczywisty poziom *reservation wage*. Nie sposób jednak tego zweryfikować ze względu na to, że na akademickim rynku pracy nie ma jeszcze tak skonstruowanych umów jak prezentowany hipotetyczny kontrakt.

W najbliższym czasie planowane są również badania określające relację płacy progowej do faktycznie posiadanego łącznego dochodu. Pierwsze z wyna-

grodzień jest płacą rekompensacyjną w stosunku do drugiego. Ich porównanie pozwoli na dalszą, głębszą analizę problemu lecz w aspekcie tak zwanych kompensacyjnych różnic płacowych (*compensating wages differentials*).

LITERATURA

- Balu D.M., Robins K., 1990, *Job search outcomes for the employed and unemployed*, "Journal of Political Economy" nr 98, s. 637–655.
- Benhabib J., Bull C., 1983, *Job search: the choice of intensity*, "Journal of Political Economy" nr 91, s. 747–764.
- Blackaby D.H., Latreille P.L., Murphy P.D., O'Leary N.C., Sloane P.J., 2007, *An analysis of reservation wages for the economically inactive*, "Economics Letters" nr 97, s. 1–5.
- Blau D.M., 1992, *An empirical analysis of employment and unemployment job search behavior*, "Industrial and Labor Relations Review" nr 45, s. 738–752.
- Bloemen H.G., Stancanelli E.G.F., 2001, *Individual wealth, reservation wages, and transitions into employment*, "Journal of Labor Economics" nr 19, s. 400–439.
- Burdett K., Vishwanath T., 1988, *Declining reservation wages and learning*, "The Review of Economic Studies" nr 55, s. 655–665.
- Cramer J.S., 1986, *Econometric Applications of Maximum Likelihood Methods*, Cambridge, London, Sydney, NY, Melbourne, Cambridge University Press, s. 160.
- Crosslin R.L., Stevens D.W., 1977, *The asking wage-duration of unemployment relation revisited*, "Southern Economic Journal", styczeń, s. 1298–1302.
- D'Agostino R.B., Stephens M.A., 1986, *Goodness-of-fit Techniques*, NY, Basel, Marcel Dekker, Inc.
- Domański Cz., 2005, *Analiza rozkładów płac i dochodów w Polsce w przekroju terytorialnym*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Duncan K., 1992, *The value of time in household work: estimates from the NLS data*, "The Proceedings of the American Council on Consumer Interests" nr 38, s. 163–170.
- Feldstein M., Poterba J., 1984, *Unemployment insurance and reservation wages*, "Journal of Public Economics", luty–marzec, s. 141–167.
- Ferber M., Green C., 1985, *Homemakers' imputed wages: results of the Heckman technique compared with women's own estimates*, "Journal of Human Resources" nr 20, s. 90–99.
- Fishe R., 1982, *Unemployment insurance and the reservation wages of unemployed*, "Review of Economics and Statistics" nr 64, s. 12–17.
- Gorgens T., 2002, *Reservation wages and working hours for recently unemployed US women*, "Labor Economics" nr 9, s. 93–123.
- GUS, 2011, *Szkoły wyższe i ich finance w 2010 r.*, GUS, Warszawa
- Heckman J., 1974, *Shadow prices, market wages and labor supply*, "Econometrica" nr 42, s. 679–694.
- Heywood J.S., White S.B., 1990, *Reservation wages and unemployment in manufacturing: a case study*, "Applied Economics", marzec, s. 403–414.
- Hofler R., Murphy K., 1994, *Estimating reservation wages of employed workers using a stochastic frontier*, "Southern Economic Journal" nr 60, s. 961–976.



- Holzer H.J., 1986, *Reservation wages and their labor market effects for black and white male youth*, "The Journal of Human Resources", wiosna, s. 157–177.
- Jenkins S.P., *Fitting distribution by maximum likelihood*, <http://stata.com/meeting/2german/Jenkins.pdf> (stan na dzień 5.10.2012).
- Jones S.R.G., 1988, *The relationship between unemployment spell and reservation wages as a test of search theory*, "The Quarterly Journal of Economics", listopad, s. 742–765.
- Jones S.R.G., 1989, *Reservation wages and the cost of unemployment*, "Economica", maj, s. 225–246.
- Kasper H., 1967, *The asking price of labor and the duration of unemployment*, "The Review of Economics and Statistics" nr 49, s. 165–172.
- Kaszubowski M., 2011, *Estymacja progowej płacy pracowników naukowo-dydaktycznych w warunkach hipotetycznego kontraktu (na przykładzie Politechniki Gdańskiej)*, Prace i Materiały Wydziału Zarządzania Uniwersytetu Gdańskiego, nr 4/8 2011, Gdańsk.
- Kiefer N., Neumann G., 1979, *An empirical job-search model with a test of the constant reservation wage hypothesis*, "Journal of Political Economy", s. 89–107.
- Kleiber C., Kotz S., 2003, *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*, Wiley, New York.
- Kot S. M., 1999, *Analiza ekonomiczna kształtowania się plac w Polsce w okresie transformacji*, PWN, Warszawa, Kraków.
- Kwiatkowski E., 2002, *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, PWN, Warszawa, s. 162.
- Lambert P., 2001, *The distribution and redistribution of income*, Manchester University Press, Manchester, New York.
- Lancaster T., Chesher A., 1983, *An econometric analysis of reservation wages*, "Econometrica", listopad, s. 1661–1676.
- Lancaster T., 1985, *Simultaneous equations models in applied search theory*, "Journal of Econometrics", kwiecień, s. 113–126.
- Harrison, A.J., 1981, *Earnings by size: a tale of two distributions*, "Review of Economic Studies", nr. 48, s. 621–631.
- McDonald, J.B., 1984, *Some generalization functions for the size distribution of income*, "Econometrica", 52, 3, 647–663.
- McKenna C.J., 1990, *The Theory of Search In Labour Market: Current Issues In Labour Economics*, Macmillan, London, s. 33–62.
- Mohanty M.S., 2005, *An alternative method of estimating the worker's reservation wages*, "International Economic Journal", grudzień, s. 501–522.
- Narendranathan W., Nickell S., 1985, *Modelling the process of job search*, "Journal of Econometrics" nr 28, s. 29–49.
- Ophem H., Hartog J., Berkhout P., 2011, *Reservation wages and starting wages*, IZA DP nr 5435, Bonn.
- Parker, S.C., 1999, *The beta as a model for the distribution of earnings*, "Bulletin of Economic Research" nr 51, s. 243–251.
- Pissarides Ch., 1984, *Search intensity, job advertising, and efficiency*, "Journal of Labor Economics" nr 2, s. 128–143.
- Sharpe D., Abdel-Ghany M., 1997, *Measurement of the value of Homemaker's time: an empirical test of the alternative methods of the opportunity cost approach*, "Journal of Economic and Social Measurement" nr 23, s. 149–162.



- Stanisz A., 2007, *Przystępny kurs statystyki z zastosowaniem Statistica PL na przykładach z medycyny*, StatSoft, Kraków.
- Szreder M., 2004, *Metody i techniki sondażowych badań opinii*, Wydawnictwo PWE, Warszawa.
- Tukey J.W., 1977, *Exploratory Data Analysis*, Wydawnictwo Addison-Wesley.
- Villa J.M., 2009, *A survey on labor markets imperfections in Mexico using stochastic frontier*, Inter-American Development Bank, listopad.
- Voeks L.F., 2000, *The reservation wages, on-the-job search, and turnover, a stochastic frontier approach*, PhD Dissertation, University of Georgia.
- Watson D., Webb R., 2008, *Reservation wage levels in UK and German financial services sectors*, "The Service Industries Journal" nr 28, s. 1167–1182.
- Wolpin K.I., 1987, *Estimating a structural search model: the transition from school to work*, "Econometrica" nr 55, s. 801–817.

Streszczenie

Artykuł przedstawia analizę, której celem było określenie płacy progowej (*reservation wage*) pracowników naukowo-dydaktycznych w warunkach hipotetycznego kontraktu wprowadzającego warunek jednoetatowości. Dane, na bazie których dokonano oszacowania zebrano poprzez badania ankietowe przeprowadzone wśród pracowników naukowo-dydaktycznych polskich uczelni publicznych w okresie od 28 lutego do 30 marca 2012 roku.

Prezentowane w opracowaniu oszacowania płacy progowej otrzymano na dwa sposoby. Po pierwsze – poprzez bezpośrednią analizę statystyk opisowych szeregu szczegółowego, po drugie – ustalając najlepiej dopasowany rozkład teoretyczny, którym okazał się rozkład Singh-Maddala. W obu przypadkach jako szukane wielkości przyjęto medianę. Wyznaczono płacę progową z osobna dla pięciu grup pracowników według podziału na zajmowane stanowisko.

Na wysokość minimalnej akceptowalnej płacy oprócz zajmowanego stanowiska miały wpływ również inne czynniki. Statystycznie istotne różnice zaobserwowano ze względu na rodzaj uczelni, kategorię wydziału przyznaną przez MNiSW oraz fakt posiadania lub nie posiadania dodatkowego dochodu.

The Reservation Wage of Polish Public Academic Teachers in a Hypothetical Contract

Summary

This paper presents an analysis, which aimed to determine the reservation wage of polish academic teachers in case of a new contract – no extra work condition. Data, on the basis of which an estimate was made, was collected by a survey conducted among academics teachers of polish public universities in the period from 28 February to 30 March 2012.

Presented estimates were obtained in two ways. In the first by the direct analysis of descriptive statistics, and the second determining the best fit theoretical distribution, which was a Singh-Maddala distribution. In both cases, the median was adopted as right value. Reservation wage was specified separately for the five different groups of workers according to the their position at the university.

The height of the minimum acceptable wage was also influenced by other factors. This analysis shows statistically significant differences due to the type of the university, the faculty category designated by the Ministry and the fact of having additional income.

