



WYDZIAŁ ZARZĄDZANIA I EKONOMII  
POLITECHNIKA GDAŃSKA

Politechnika Gdańska  
Wydział Zarządzania i Ekonomii  
Katedra Nauk Ekonomicznych  
Zakład Statystyki

Autoreferat rozprawy doktorskiej

**Modele płacy progowej pracowników naukowo-  
dydaktycznych na przykładzie polskich wyższych uczelni  
publicznych**

*Mariusz Franciszek Kaszubowski*

Promotor

Prof. dr hab. Stanisław Maciej Kot

**Gdańsk 2014**

## Spis treści

<b>1. Cel rozprawy</b> .....	<b>3</b>
<b>2. Motywy</b> .....	<b>3</b>
<b>3. Pytania badawcze i hipotezy</b> .....	<b>4</b>
<b>4. Struktura rozprawy</b> .....	<b>5</b>
<b>5. Teorie płacy progowej</b> .....	<b>6</b>
5.1 Płaca progowa w teoriach podaży siły roboczej .....	6
5.2 Estymacja płacy progowej.....	7
5.3 Determinanty płacy nauczycieli akademickich .....	8
<b>6. Materiał statystyczny</b> .....	<b>10</b>
6.1 Jakość oraz przekształcenia danych wykorzystanych w analizie .....	10
6.2 Porównanie pensum .....	12
<b>7. Metody analizy płacy progowej</b> .....	<b>14</b>
7.1 Rozkłady płac.....	14
7.2 Modele regresyjne płac.....	15
7.3 Model proporcjonalnego hazardu Coxa .....	17
<b>8. Wyniki estymacji rozkładów płac</b> .....	<b>19</b>
8.1 Nieparametryczny opis rozkładu płacy progowej.....	19
8.2 Teoretyczne rozkłady płacy progowej i otrzymywanej.....	21
<b>9. Wielowymiarowe modele płacy progowej</b> .....	<b>23</b>
9.1 Wyniki estymacji modeli regresyjnych.....	23
9.2 Wyniki estymacji modelu Coxa .....	27
9.3 Porównanie modeli płacy progowej .....	28
<b>10. Podsumowanie</b> .....	<b>30</b>
<b>11. Bibliografia</b> .....	<b>31</b>

## **1. Cel rozprawy**

Głównym celem pracy było oszacowanie wysokości płacy progowej pracowników naukowo-dydaktycznych polskich, wyższych uczelni publicznych dla hipotetycznego kontraktu wprowadzającego warunek jednoetatowości. Celem dodatkowym było ustalenie relacji owej płacy do dochodu rzeczywiście otrzymywanego. Zamierzono również ustalić pozostałe determinanty płacy progowej.

## **2. Motywy**

Motywy jakimi kierowano się przy wyborze tematu niniejszej rozprawy to fakt, że według posiadanej przez autora wiedzy, nie przeprowadzono dotychczas badań nad wysokością najniższego akceptowalnego wynagrodzenia czyli płacą progową pracowników uczelni wyższych w przypadku zmiany warunków umowy o pracę. W literaturze istnieje wiele analiz dotyczących wynagrodzeń faktycznie otrzymywanych w sferze szkolnictwa wyższego. Większość badań dotyczy pracowników uniwersytetów w Stanach Zjednoczonych Ameryki oraz Wielkiej Brytanii. Zauważa się jednak brak badań nad płacą progową tegoż środowiska. Jedyny wyjątek stanowi praca Euwals i Ward (2000), gdzie obszar zawężony został do kilku szkockich uniwersytetów. Dodatkowo wyniki ich opracowania miały charakter kontrowersyjny.

Ograniczenia co do możliwości podejmowania dodatkowego zatrudnienia poza uczelnią można spotkać w takich krajach jak USA czy Wielka Brytania. Kontrakty, w których zobowiązują się naukowców do niepodejmowania dodatkowej pracy mają na celu pozytywnie wpływać na jakość kształcenia oraz wyniki badań naukowych. W świetle niedawnej reformy szkolnictwa wyższego również w Polsce wprowadzono podobne rozwiązania (Ustawa z dnia 18 marca 2011 – Prawo o szkolnictwie wyższym po zmianach - Art. 129, pkt. 1). Stąd też powstało pytanie o oczekiwania płacowe pracowników naukowo-dydaktycznych polskich uczelni publicznych dla nowych warunków pracy. W prezentowanej analizie pytano o płacę progową, gdy pracownik nie podejmie żadnej dodatkowej pracy poza uczelnią, nawet bezpłatnej. Wyniki badań mogłyby okazać się również pomocne w opracowaniu siatki płac, która wychodziłaby naprzeciw oczekiwaniom środowiska akademickiego.

### **3. Pytania badawcze i hipotezy**

W świetle sformułowanego celu ustalono następujące pytania badawcze:

***Pytanie 1.***

Jaką płacę progową proponowałiby pracownicy naukowo-dydaktyczni polskich, wyższych uczelni publicznych, gdyby obowiązywała jednoetatowość?

***Pytanie 2.***

Jakie są determinanty płacy progowej?

***Pytanie 3.***

Jaka jest wysokość proponowanego pensum dla kontraktu zakładającego jednoetatowość?

Podejmując próbę odpowiedzi na powyższe pytania badawcze postawione zastały następujące hipotezy:

***Hipoteza 1.***

Wysokość płacy progowej jest wyższa od uzyskiwanego dochodu łącznego.

***Hipoteza 2.***

Wysokość płacy progowej rośnie wraz z wyżej zajmowanym stanowiskiem pracy.

***Hipoteza 3.***

Kategoria wydziału przyznana przez MNiSW wpływa na wysokość płacy progowej.

***Hipoteza 4.***

Płeć determinuje wysokość płacy progowej.

***Hipoteza 5.***

Im wyższa produktywność naukowa tym wyższa płaca progowa

***Hipoteza 6.***

Wysokość płacy progowej wzrasta wraz z wiekiem pracownika.

***Hipoteza 7.***

Osoby uzyskujące dodatkowe dochody poza uczelnią macierzystą mają wyższą płacę progową.

***Hipoteza 8.***

Pensum proponowane przez pracowników naukowo-dydaktycznych dla kontraktu zakładającego jednoetatowość jest niższe od pensum rzeczywistego.

## 4. Struktura rozprawy

Układ rozprawy jest następujący. W rozdziale pierwszym przedstawiono pojęcie płacy progowej w neoklasycznej teorii podaży siły roboczej oraz akademicki rynek pracy jako monopson. Następnie omówiono sposoby szacowania owej płacy oraz jej determinanty. Rozdział drugi w całości dotyczy zgromadzonego materiału statystycznego. Przedstawiono tu sposób w jaki został on zebrany oraz przetworzony na potrzeby właściwej analizy. Rozdział trzeci jest kontynuacją przeglądu teorii acz w kontekście metod analizy wynagrodzenia. Zawarto tam przegląd stosowanych rozkładów płac oraz modeli regresyjnych ze szczególnym uwzględnieniem modeli typu Mincera. W części tej zaprezentowano również nieparametryczny model proporcjonalnego hazardu Coxa dla płacy progowej. Rozdział czwarty to opis parametryczny i nieparametryczny rozkładu wynagrodzenia progowego i płacy faktycznie otrzymywanej. Ostatni rozdział jest już prezentacją wyników oszacowań pięciu określonych wcześniej modeli płacy progowej wraz z ich walidacją.

## 5. Teorie płacy progowej

### 5.1. Płaca progowa w teoriach podaży siły roboczej

Neoklasyczna teoria podaży siły roboczej bazuje na modelu, gdzie konsument podejmuje decyzję pomiędzy konsumpcją dóbr a czasem wolnym od pracy (consumption of goods vs consumption of leisure) [Cahuc i Zylberberg, 2004]. Dla bardziej precyzyjnego określenia, konsumpcję dóbr można zastąpić dochodem z wykonywanej pracy. Wprowadzając założenie, że wszystkie wielkości dotyczą tego samego okresu, wynagrodzenie za godzinę pracy nie zależy od ilości przepracowanych godzin oraz konsument nie oszczędza płace progową określa się wzorem:

$$\frac{\frac{\partial U}{\partial L}(L_0, R)}{\frac{\partial U}{\partial C}(L_0, R)} = w_r$$

gdzie:

$C$  - wielkość dochodu [w jednostkach monetarnych]

$L$  - wielkość czasu wolnego od pracy [w godzinach]

$U(L, C)$  - dwuwymiarowa funkcja użyteczności argumentów  $C, L$

$L_0$  - całkowity czas dysponowany przez konsumenta [w godzinach]

$w$  - rzeczywiste wynagrodzenie za godzinę pracy [w jednostkach monetarnych]

$R$  - rzeczywisty dochód pozapłacowy (non-wage income) [w jednostkach monetarnych]

Innymi słowy, płaca progowa jest krańcową stopą substytucji dla poziomu  $L_0$  która zależy od postaci funkcji użyteczności w punkcie  $(L_0, R)$  oraz wielkości dochodu poza wynagrodzeniem otrzymywanym z pracy  $R$ . Konsument nie podejmuje pracy jeżeli nie jest spełniony warunek  $w > w_r$ . W polskiej literaturze spotkać się możemy z określeniem reservation wage jako płaca progowa, akceptowalna, wymagana lub graniczna [Kwiatkowski, 2002].

Wielu badaczy uważa, że akademicki rynek pracy ma znamiona monopsonu [Boal i Ransom, 2013]. Uczelnie wyższe jako pracodawca mają przewagę nad pracownikami naukowymi, gdyż ci ostatni w przypadku zmiany pracy ponoszą koszty przeniesienia. Z kolei koszty te wysoce istotnie wpływają na wynagrodzenie progowego co pokazał w swoich

badaniach Van den Berg (1992). W przypadku kadry naukowej wynika to z faktu, że jest ona dość często wąsko wyspecjalizowana, zaś szkoły wyższe rozrzucone w dużych odległościach od siebie. Jest to szczególnie istotne dla już zatrudnionych pracowników, gdyż oni ponoszą większe koszty przeniesienia niż dopiero zaczynający karierę naukową. W badaniach jakie zaprezentował Ransom (1993) stopa wyzysku dla akademickiego rynku pracy w Stanach Zjednoczonych wyniosła 5-15%. Należy jednak zauważyć, że w rzeczywistości może być nieco niższa, gdyż często nowo zatrudniani pracownicy otrzymują wyższe wynagrodzenia by pokryć koszty przeniesienia [Black i Loewenstein, 1991].

## **5.2. Estymacja płacy progowej**

Jensen (2010) wyróżnia trzy sposoby szacowania wysokości płacy progowej: 1) subiektywna ocena na podstawie bezpośrednich pytań (self-reported reservation wage), 2) z wykorzystaniem ekonometrycznych modeli teorii poszukiwania, 3) przy użyciu stochastycznych modeli granicznych (stochastic frontier models).

Pierwsza metoda oparta jest na analizie odpowiedzi uzyskanych w specjalnie przygotowanych ankietach osobowych, gdzie respondentom zadawano pytanie o najniższe akceptowalne wynagrodzenie za jakie byliby skłonni podjąć określoną pracę. Takie podejście stosowali między innymi Kasper (1967), Crosslin i Stevens (1977), Lancaster i Chesher (1983), Feldstein i Poterba (1984), Lancaster (1985), Holzer (1986), Jones (1988, 1989), Heywood i White (1990), Bloemen i Stancanelli (2001), Blackaby (2007), Ophem et al. (2011).

Kolejna metoda bazuje na teorii poszukiwania pracy. Stworzony model dynamiczny wykorzystywał matematyczną metodę optymalnego zatrzymywania (optimal stopping). Rozwinięciem tego podejścia były prace Kiefer i Neumann'a (1979a, 1979b) a także Fische (1982). Wykorzystywali oni model regresyjny zaproponowany przez Heckmana (1979) oraz informacje o wysokościach płac progowych osób pozostających bezrobotnymi lub wysokościach płac zaakceptowanych przez osoby, które dopiero co podjęły pracę. Analizy tego typu zaprezentowali również Narendranathan i Nickell (1985), Ferber i Green (1985), Maani i Studenmund (1986), Vishwanath (1989), Blau (1992), Duncan (1992), Schmidt i Winkelmann (1993), Eckstein i Wolpin (1995), Sharpe i Abdel-Ghany (1997), Bowlus et al. (2001), Böheim (2002), Gorgens (2002), Prasad (2003), van der Klaauw i van Vuuren (2010).

Trzecia, najczęściej stosowana metoda estymowania płacy progowej wykorzystuje stochastyczne modele graniczne. Jako pierwsi posłużyli się to metodą Aigner et al. (1977) oraz Meeusen i Broeck (1977) zaś w kontekście szacowania płacy progowej Hofler i Murphy (1994). Kolejne opracowania można znaleźć w pracach Voeks (2000), Webb et al. (2003), Watson i Webb (2008), Villa (2009), Jensen (2010). Podejście to koncentruje się głównie na informacjach o aktualnych płacach osób zatrudnionych.

W prezentowanej analizie wykorzystano pierwszą metodę szacowania wysokości płacy progowej ponieważ nie istniały dane określające wysokości wynagrodzeń pracowników naukowo-dydaktycznych przy warunku jednoetatowości.

### **5.3. Determinanty płacy nauczycieli akademickich**

W literaturze przedmiotu, wśród badań dotyczących wynagrodzeń środowiska akademickiego, oprócz opracowania Euwalsa i Warda (2000), nie spotkano wyników badań płacy progowej. Istnieją natomiast prace dotyczące wynagrodzenia faktycznie otrzymywanego. Wśród nich można wymienić Bayer i Astin (1968), Barbezat (1987), Ransom (1993), Brown i Woodbury (1995), Hallock (1995), McNabb i Wass (1997), Moore et al. (1998), Ginther i Hayes (1999), Blackaby i Frank (2000) czy Blackaby et al. (2005). Ponieważ analizowana płaca progowa dotyczy pracowników już zatrudnionych należy spodziewać się, że jej wysokość będzie w dużej mierze determinowana przez tę samą grupę czynników co wynagrodzenie faktycznie otrzymywane.

Tuckman (1979) wyróżnił następujące cztery grupy czynników stanowiących wynagrodzenie za pracę na uczelni wyższej: płaca, zajmowane stanowisko, zwiększone możliwości kariery oraz poza monetarna satysfakcja z pracy. Na przestrzeni kolejnych lat w literaturze pojawiły się następne klasyfikacje czynników. Bardzo skrupulatne ich zestawienie z naciskiem na determinanty płacy prezentuje praca Park (2011). Na podstawie wniosków z jego opracowania oraz przeglądu pozostałych pozycji literaturowych wyłonił się obraz dwóch zespołów czynników wpływających bezpośrednio na wynagrodzenia kadry akademickiej. Pierwsza grupa związana jest z kapitałem ludzkim, druga zaś z charakterem akademickiego rynku pracy. W tym przypadku kapitał ludzki określa płeć, rasa, doświadczenie zawodowe, zajmowane stanowisko, produktywność naukowa czy zdolności dydaktyczne. Do drugiej grupy czynników przypisano mobilność stanowiskową, rodzaj dyscypliny akademickiej, satysfakcję z pracy oraz prestiż.



W przypadku jedyne, znalezione opracowania dotyczące płacy progowej pracowników uczelni wyższych [Euwals i Ward, 2000] badania sugerują, że najbardziej dodatni wpływ na jej wysokość, z czynników poza płacowych, ma mobilność geograficzna, ujemny zaś, fakt zamkniętego środowiska akademickiego często oderwanego od rzeczywistego świata („closed environment removed from the real world”). Nie istotny statystycznie okazał się wpływ ograniczonych możliwości awansu, faktu jak ciekawa jest oferowana praca czy elastyczności czasu pracy. Na wysokość omawianego wynagrodzenia bardziej wpływały wybrane przez nich czynniki płacowe (otrzymywane wynagrodzenie, doświadczenie zawodowe, produktywność naukowa). Euwals i Ward do pomiaru produktywności naukowej wykorzystali między innymi liczbę publikacji, liczbę monografii i ich rozdziałów oraz liczbę grantów.

## **6. Materiał statystyczny**

### **6.1. Jakość oraz przekształcenia danych wykorzystanych w analizie**

Do weryfikacji postawionych hipotez niezbędne były odpowiednie dane statystyczne. Ponieważ nie istniała żadna baza danych posiadająca takie informacje zdecydowano się na przeprowadzenie badań ankietowych. Zaprojektowano autorski kwestionariusz osobowy, wypełniany drogą internetową na przygotowanym do tego serwisie. Do utworzenia strony ankietującej użyto oprogramowania LimeSurvey (Version 1.91+ Build 11379). Badania przeprowadzono w okresie od 28 lutego do 30 kwietnia 2012 roku i w zamierzeniu miały one charakter całościowych. Populację generalną stanowili wszyscy pracownicy naukowo-dydaktyczni polskich publicznych uczelni wyższych podlegających Ministerstwu Nauki i Szkolnictwa Wyższego w szczególności uniwersytetów, uczelni technicznych, ekonomicznych, pedagogicznych, rolniczych/przyrodniczych, wychowania fizycznego oraz teologicznych.

Uczestnictwo w badaniu każdej jednostki uznane zostało za losowe i równo prawdopodobne, gdyż w znacznej mierze zależało od decyzji dziekanów wydziałów. List z prośbą o udostępnienie swoim pracownikom linku do serwisu ankietującego został wysłany do wszystkich dziekanów z wymienionej wcześniej grupy uczelni wyższych (481 wydziałów). Założono, że wszyscy objęci badaniem w liczbie 51334 osób [GUS, 2011] mieli swobodny dostęp do pracowniczej poczty elektronicznej co ostatecznie miało wyeliminować błędy pokrycia. Dodatkowo użyto opcję identyfikacji numeru IP komputera respondenta celem wykluczenia wielokrotnego wypełniania kwestionariusza przez tą samą osobę. Numery identyfikacyjne zostały zapisane przez program w osobnej bazie danych, niedostępnej dla osób postronnych, co zagwarantowało anonimowość badań ankietowych.

Wstępna część kwestionariusza zawierała krótkie wyjaśnienie celu badań. Uwagi o naukowym i mało czasochłonnym charakterze badań oraz anonimowości odpowiedzi miały dodatkowo zachęcić potencjalnych opiniodawców do kontynuowania wypełniania ankiety. W dalszej części kwestionariusza pojawiło się kluczowe pytanie o najniższe akceptowalne wynagrodzenie miesięczne netto, przy wymogu niepodjęcia żadnej dodatkowej pracy poza uczelnią, nawet bezpłatnej. Następnie respondent proponował wymiar rocznego pensum, które pozwalałoby na badania i rozwój własny (w granicach ustawowych tj. min 120 godzin, max 240 godzin). Kolejne pytania kwestionariusza dotyczyły faktycznie otrzymywanego wynagrodzenia za pracę na uczelni macierzystej i ewentualnie poza nią. Dane uzupełniała

metryczka osobowa. W końcowej części pozostawiono miejsce na uwagi respondentów. Całość zamykały podziękowania za jej wypełnienie.

Dla rzetelności odpowiedzi równie istotnym elementem kwestionariusza był fakt, iż pytanie o płacę progową zadano pytając o wynagrodzenie netto, zaś o rzeczywiste wynagrodzenie otrzymywane jako brutto. Zdecydowano się na taki wariant, gdyż dla większości osób łatwiej jest określić wymagania dotyczące płacy netto niż brutto, z kolei płaca faktycznie otrzymywana netto (utożsamiana z wpływem na konto) może uwzględniać dodatkowe niepożądane czynniki takie jak np. obciążenia z tytułu pożyczki czy ubezpieczenia.

W wyniku przeprowadzonych badań ankietowych otrzymano 3128 zwrotów. Dla uzyskania miarodajnych danych w pierwszej kolejności odrzucono kwestionariusze niepełne lub niepoprawnie wypełnione. Dla usunięcia obserwacji ekstremalnych zdecydowano się na zastosowanie metody zaproponowanej przez Tukey (1977). Metoda ta nie wymagała żadnych założeń co do badanych zmiennych i opierała się jedynie na graficznej interpretacji wykresu. Ostatecznie z próby wyeliminowano obserwacje, które odchodziły się od mediany o ponad czterokrotność oraz sześciokrotność rozstępu kwartylowego dla odpowiednio wynagrodzenia progowego i wynagrodzenia faktycznie otrzymywanego. W rezultacie do analizy włączono 1582 przypadki co stanowiło ponad 3% przyjętej populacji generalnej (tabela. 1).

Tabela 1. Charakterystyka populacji generalnej i próby.

<i>Grupa</i>	<i>Liczba osób</i>		
	<i>Populacja generalna</i>	<i>Próba</i>	
Pracownicy naukowo-dydaktyczni polskich wyższych uczelni publicznych	razem	51334	1582
	w tym kobiety	20477	654
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
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.

Istotną sprawą dla poprawności przeprowadzonych oszacowań była reprezentatywność próby. Dokonano tego poprzez wprowadzenie systemu wag opartego na porównaniu struktury populacji generalnej i próby pod względem zajmowanego stanowiska oraz rodzaju uczelni macierzystej. Ilorazy frakcji w populacji do frakcji z próby wyznaczono z osobna dla grupy kobiet i mężczyzn ponieważ udział kobiet w próbie statystycznie nieistotnie różnił się od udziału kobiet w całej populacji.

Z wymienionych wcześniej powodów wysokość płacy progowej podawana było netto, zaś faktycznie otrzymywane wynagrodzenie jako brutto, celem rzetelnego porównania, konieczne stało się ubruttowanie wynagrodzenia dla hipotetycznego kontraktu. Zrealizowano to za pomocą kalkulatora wynagrodzeń stosowanego przez Dział Płac Politechniki Gdańskiej z uwzględnieniem specyfikacji podatkowej dla pracowników naukowo-dydaktycznych.

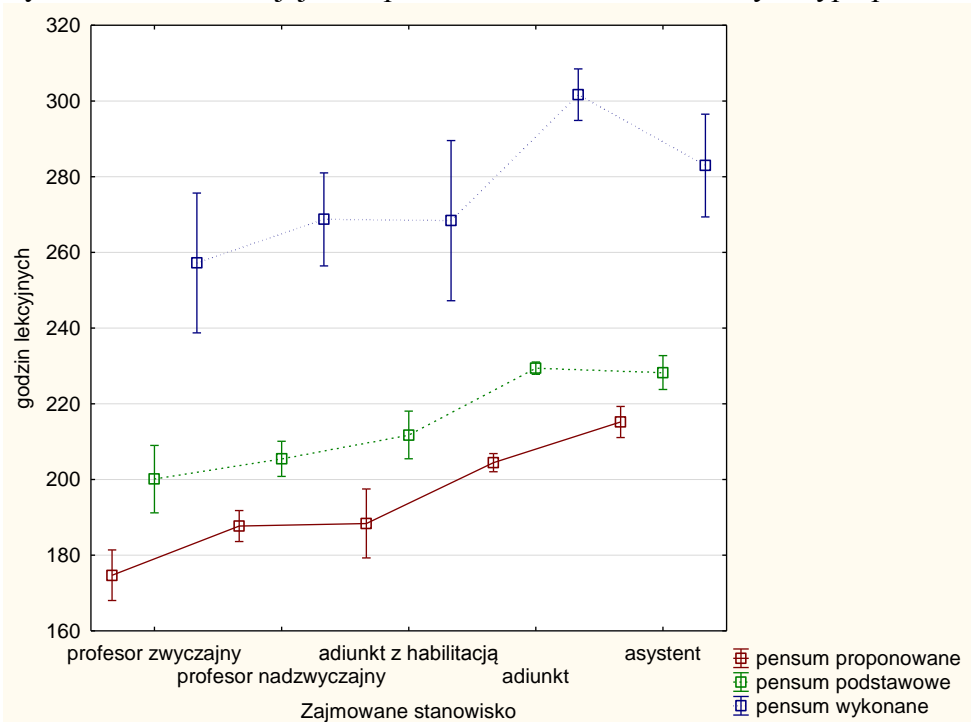
Najniższa, akceptowalna płaca dla kontraktu zakładającego jednoetatowość podawana była przez respondentów wraz z pensum. Podobnie wynagrodzenie zasadnicze odpowiadało różnej wysokości pensum, zależnie od uczelni. Dla ustalenia wspólnego mianownika, zdecydowano się na standaryzację wynagrodzeń ustalając roczny wymiar zajęć dydaktycznych na stałym poziomie 180 godzin dla wszystkich stanowisk i uczelni.

Kolejnym przekształceniem otrzymanych wyników ankiet było wprowadzenie zmiennej określającej łączny dochód pracownika. Dokonano to poprzez zsumowanie zestandaryzowanego, miesięcznego wynagrodzenia zasadniczego, brutto otrzymanego z tytułu pracy na uczelni macierzystej, średniego, miesięcznego, wynagrodzenia brutto za nadgodziny, granty, nagrody, dodatki socjalne, trzynastą pensję i premie z tytułu pracy na uczelni macierzystej wraz ze średnim, miesięcznym wynagrodzeniem brutto z tytułu pracy poza uczelnią (w tym wynagrodzenia z tytułu umów na zlecenie, własnej działalności gospodarczej czy innych źródeł dochodu).

## **6.2. Porównanie pensum**

Dla wszystkich stanowisk ujawnia się wspólna reguła. Średnie pensum wykonane jest wyższe od średniego pensum podstawowego, zaś to jest wyższe od średniego pensum proponowanego w ramach nowego kontraktu. Obrazuje to rysunek 1.

Rysunek 1. Średnia i jej 95% przedział ufności dla zmiennych typu pensum.



Źródło. Opracowanie własne na podstawie ankiety i z użyciem programu Statistica 10.

## 7. Metody analizy płacy progowej

### 7.1. Rozkłady płac

Rozkłady teoretyczne opisujące dochód najczęściej pochodzą z rodziny Ogólnych Rozkładów Beta Drugiego Rodzaju określanych w literaturze jako GB2 [Kleiber i Kotz, 2003]. GB2 jest czteroparametryczny i dzięki swojej dużej elastyczności bardzo dobrze charakteryzuje rozkłady dochodów [McDonald, 1984].

Tabela 2. Wybrane rozkłady z rodziny GB2 i ich funkcje gęstości.

Symbol	Rozkład	Funkcja gęstości
GB2	Ogólny Beta Drugiego Rodzaju GB2(a, b, p, q)	$\frac{ax^{ap-1}}{b^{ap}B(p, q) \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)^a\right)^{p+q}}$
LN	Logarytmiczno-normalny LN( $\mu, \sigma$ )~GB2(a~0, $\mu, \sigma, q\sim\infty$ )	$\frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln(x-\mu)}{\sigma}\right)^2\right)}{x\sigma\sqrt{2\pi}}$
SM	Singh-Maddala (Burr typu XII, Pareto typu IV, beta-P) SM(a, b, q)~GB2(a, b, 1, q)	$\frac{ax^{a-1}}{b^aB(1, q) \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)^a\right)^{1+q}}$
D	Daguma (Burr typu III, beta-K) Dag(a, b, p)~GB2(a, b, p, 1)	$\frac{ax^{ap-1}}{b^{ap}B(p, 1) \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)^a\right)^{p+1}}$
Fisk	Fiska (log-logistyczny, Pareto typu III) Fisk(a, b)~GB2(a, b, 1, 1)	$\frac{ax^{a-1}}{b^a \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)^a\right)^2}$
B2	Pearsona Typu VI (Beta Drugiego Rodzaju) PVI(b, p, q)~GB2(1, b, p, q)	$\frac{x^{p-1}}{b^pB(p, q) \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)\right)^{p+q}}$
L	Lomax (Pareto typu II) L(b, q)~GB2(1, b, 1, q)	$\frac{q}{b} \left(1 + \frac{x}{b}\right)^{-q-1}$
IL	Odwrotny Lomax IL(b, p)~GB2(1, b, p, 1)	$\frac{px^{p-1}}{b^p \left(1 + \left(\frac{x}{b}\right)\right)^{p+1}}$
GG	Uogólniony Gamma GG(a, $\beta, p$ )~GB2(a, $q^{1/a}\beta, p, q\sim\infty$ )	$\frac{a}{\beta^{ap}\Gamma(p)} x^{ap-1} e^{-(x/\beta)^a}$
Ga	Gamma Ga( $\beta, p$ )~GB2(1, $q\beta, p, q\sim\infty$ )	$\frac{x^{p-1} e^{-(x/\beta)}}{\beta^p \Gamma(p)}$
Wei	Weibull Wei(a, $\beta$ )~GB2(a, $q^{1/a}\beta, 1, q\sim\infty$ )	$\frac{a}{\beta} \left(\frac{x}{\beta}\right)^{a-1} e^{-(x/\beta)^a}$
Exp	Wykładniczy Exp( $\beta$ )~GB2(1, $q\beta, 1, q\sim\infty$ )	$\frac{e^{-(x/\beta)}}{\beta}$

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

Do określenia rozkładu płacy progowej oraz dochodu pracowników zdecydowano się na wybór jednego z następujących rozkładów teoretycznych z rodziny GB2: log-normalny, Singh-Maddala, Daguma, Fiska i Pearsona typu VI. Do estymacji parametrów poszczególnych rozkładów zastosowano metodę największej wiarygodności. Obliczenia przeprowadzono za pomocą pakietu Stata 12.

## 7.2. Modele regresyjne płac

Modele regresyjne oszacowaną Klasyczną Metodą Najmniejszych Kwadratów (KMNK). Postawiono się na taki wybór z dwóch powodów. Opcjonalna Metoda Momentów Ważonych zaproponowana przez Bierensa (1997) jest bardziej skomplikowana numerycznie i daje podobne wyniki [m.in. Kot 1999].

Dla otrzymania metodą KMNK estymatorów efektywnych i nieobciążonych musiały być spełnione pewne założenia. Do najważniejszych z nich dla prezentowanej analizy zaliczyć należało założenie homoskedastyczności elementu losowego oraz normalności reszt. Wśród wielu testów sprawdzających założenie pierwsze zdecydowano się na test White'a. Założenie rozkładu normalnego składnika losowego pozostawiono głównie ocenie graficznej histogramu reszt, gdyż dla dużych prób większość testów byłaby zbyt surowa nakazując odrzucenie hipotezy zerowej, zaś procedury testowania istotności modelu regresyjnego (test  $t$  i  $F$ ) są odporne na niewielkie odstępstwa od tego założenia [Greene, 2002]. Dodatkowo, dla sprawdzenia nadmiarowości ustalonych zmiennych niezależnych, wyznaczone zostały tak zwane czynniki inflacji wariancji  $CIW = (1 - R^2)^{-1}$ , gdzie wartość  $R^2$  wyliczana jest pomiędzy daną zmienną a wszystkimi pozostałymi. Statystyczną istotność modeli oraz ich zmiennych zależnych zweryfikowano na poziomie istotności  $\alpha = 0,05$ .

Prezentowane modele przedstawiają różne postacie związków zmiennej zależnej jaką jest płaca progowa ( $w$ ) wyrażonej w postaci jej logarytmu i zmiennych objaśniających takich jak płeć ( $G$ ), wiek ( $X$ ), stanowisko ( $S$ ), dochód ( $d$ ), dorabia ( $T$ ), punkty ( $P$ ) oraz kategoria ( $K$ ). Zrezygnowano ze zmiennej staż pracy, gdyż jest ona silnie skorelowana z wiekiem ( $R = 0,973$ ) dodatkowo lepiej charakteryzuje wysokość wynagrodzenia [m.in. Kot 1999]. W dalszej części wiek uznany został jako zmienna określająca zdobyte doświadczenie zaś stanowisko jako poziom osiągniętego wykształcenia. Dodatkowo wprowadzono zmienne zero-jedynkowe ( $S_A, S_{AD}, S_{ADH}, S_{PNZW}, S_{PZW}$ ) określające rodzaj zajmowanego stanowiska

tak by móc określić relację wysokości ich wynagrodzeń. Na koniec zbadano jeszcze istotność zmiennych będących iloczynem zmiennej dwuwartościowych ( $T$ ) lub ( $G$ ) z pozostałymi celem analizy ich wzajemnych interakcji. Żadna ze zmiennych iloczynowych nieokazała się jednak istotna dla prezentowanej zależności.

Dokładny wykaz zmiennych zależnych i niezależnych ostatecznie wykorzystanych w prezentowanej analizie przedstawia tabela nr 3.

Tabela 3. Zmienne wykorzystane w poniższych modelach regresyjnych.

$\ln(w)$	logarytm naturalny płacy progowej
$\ln(d)$	logarytm naturalny dochodu
$X$	wiek liczony w latach
$X^2$	kwadrat zmiennej $X$
$X^3$	sześcian zmiennej $X$
$S$	zajmowane stanowisko: asystent wartość 1, adiunkt wartość 2, adiunkt z habilitacją wartość 3, profesor nadzwyczajny wartość 4, profesor zwyczajny 5
$S^2$	kwadrat zmiennej $S$
$S_A$	jeżeli asystent to wartość 1, w pozostałych przypadkach 0
$S_{AD}$	jeżeli adiunkt to wartość 1, w pozostałych przypadkach 0
$S_{ADH}$	jeżeli adiunkt z habilitacją to wartość 1, w pozostałych przypadkach 0
$S_{PNZW}$	jeżeli profesor nadzwyczajny to wartość 1, w pozostałych przypadkach 0
$S_{PZW}$	jeżeli profesor zwyczajny to wartość 1, w pozostałych przypadkach 0
$G$	płeć: męczyzna wartość 1, gdy kobieta wartość 0
$T$	dorabia poza uczelnią macierzystą: gdy tak wartość 1, nie to wartość 0
$\ln(P)$	logarytm naturalny liczba punktów uzyskanych za publikacje naukowe
$K$	kategoria wydziału: kat. I, kat. II, kat. III, kat. IV, wartości odpowiednio 1, 2, 3, 4

Źródło: opracowanie własne.

Doboru zmiennych niezależnych dla modelu 1 i modelu 2 dokonano na podstawie przeglądu literatury związanej z modelami płac typu Mincera. Zmienne dla modeli 3 i 4 wybrano przy pomocy metody regresji krokowej postępującej [Draper i Smith, 1973].

Ostatecznie zdecydowano się na oszacowanie parametrów następujących czterech modeli płacy progowej.

Model 1

$$\ln(w_i) = a_0 + a_1 \cdot T + a_2 \cdot X + a_3 \cdot X^2 + a_4 \cdot G + a_5 \cdot S + a_6 \cdot S^2 + a_7 \cdot K + \varepsilon_i$$

Model 2

$$\ln(w_i) = a_0 + a_1 \cdot T + a_2 \cdot X + a_3 \cdot X^2 + a_4 \cdot X^3 + a_5 \cdot G + a_6 \cdot S + a_7 \cdot K + \varepsilon_i$$



Model 3

$$\ln(w) = a_0 + a_1 \cdot S + a_2 \cdot \ln(d) + a_3 \cdot G + a_4 \cdot \ln(P) + a_5 \cdot T + a_6 \cdot X + \varepsilon_i$$

Model 4

$$\ln(w) = a_0 + a_1 \cdot \ln(d) + a_2 \cdot X + a_3 \cdot \ln(P) + a_4 \cdot S_{PNZW} + a_5 \cdot S_{PZW} + a_6 \cdot S_{AD} + a_7 \cdot S_{ADH} + \\ + a_8 \cdot G + a_9 \cdot T + \varepsilon_i$$

### 7.3. Model proporcjonalnego hazardu Coxa

Dystrybuanta rozkładu płacy progowej  $F(w)$ , jako tak zwana funkcja zagregowanej podaży pracy, odpowiada na pytanie jakie jest prawdopodobieństwo podpisania hipotetycznego kontraktu dla propozycji wynagrodzenia w wysokości  $w$ . Odpowiedzi na pytanie przeciwne udziela funkcja przeżycia  $S(w) = 1 - F(w)$ . Klasyczną metodą analizy przeżycia jest zastosowanie parametrycznych modeli. Wymagają one jednak znajomości kształtu ukrytego rozkładu przeżyć, stąd też w prezentowanej analizie zdecydowano się zastosować nieparametryczny model proporcjonalnego hazardu Coxa (1972).

Zmiennymi objaśniającymi ustalono zmienne  $T$ ,  $X$ ,  $G$ ,  $S$ ,  $\ln P$ ,  $\ln d$ .

Parametry przedstawianego modelu proporcjonalnego hazardu oszacowane zostały metodą częściowej wiarygodności [Cox, 1972]. Dla tej procedury użyto algorytmu Breslowa, który to stosuje metodę iteracyjną Newtona-Raphsona. Weryfikacja istotności otrzymanego tą drogą modelu oraz jego parametrów dokonano w sposób analogiczny jak dla modeli regresyjnych. Założenie proporcjonalności sprawdzono testem po raz pierwszy zaproponowanym przez Grambsch i Therneau (1994). Jako graficzne uzupełnienie tegoż testu zastosowano wykresy przeskalowanych reszt Schoenfelda [Schoenfeld, 1982] zaś dodatkowo dla zmiennych dyskretnych wykresu  $-\ln(-\ln(S(w)))$  na tle wynagrodzenia progowego. W pierwszym przypadku pożądane było by wygładzone funkcje zależności miały nachylenie poziome, w drugim by krzywe dla różnych poziomów zmiennej były do siebie równoległe.

Mimo iż nie ma prostej i uniwersalnej miary dopasowania oszacowanego modelu Coxa [Schemper i Stare, 1996] zdecydowano się na wyliczenie pseudo współczynnika determinacji oraz zastosowanie testu ilorazu wiarygodności, który to oparty jest na podobnym pomysle jak test Hosmer-Lemeshow [May i Hosmer, 2004] dla regresji logistycznej.

Funkcje przeżycia wyznaczono stosując estymator Kaplana-Meiera. Wszystkie obliczenia dla tych estymatorów wykonane zostały przy użyciu pakietu Stata 12.

## 8. Wyniki estymacji rozkładów płac

### 8.1. Nieparametryczny opis rozkładu płacy progowej

W tabeli nr 4 przedstawiono zestawienie płacy progowej, wynagrodzenia zasadniczego i łącznego dochodu z podziałem na płeć, stanowisko oraz rodzaj uczelni.

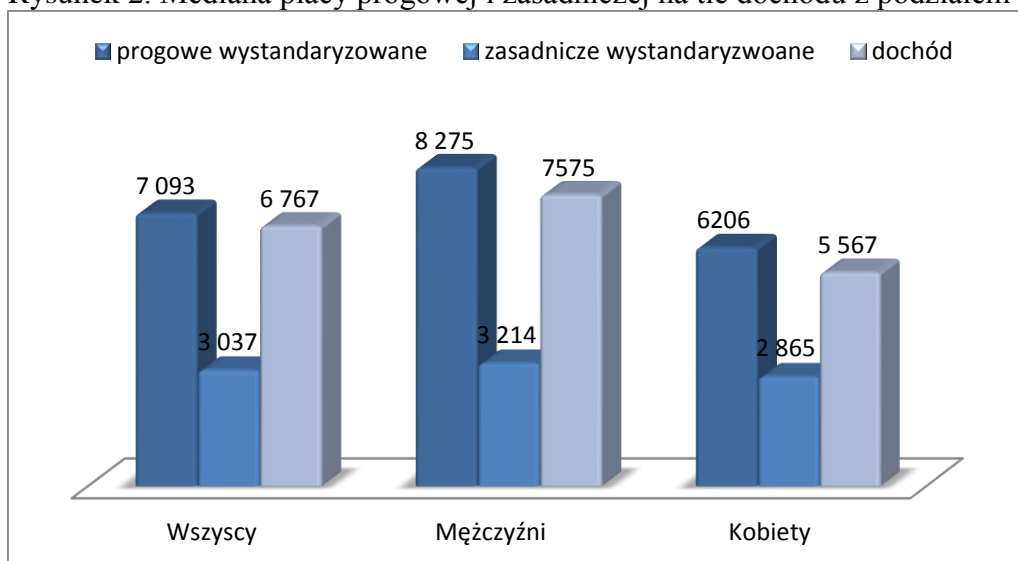
Tabela 4. Mediana płacy progowej i zasadniczej na tle dochodu.

Grupa	Progowe	Zasadnicze	Dochód
Wszyscy	7093,45	3036,86	6766,67
Mężczyźni	8275,46	3214,29	7575,00
Kobiety	6206,60	2865,31	5566,67
Asystent	4137,73	1760,00	3858,33
Adiunkt	6206,60	2850,00	5800,00
Adiunkci z hab.	9654,71	3857,14	6941,67
Prof. nadzw.	11585,65	5314,29	10154,17
Prof. zw.	13792,44	7600,00	12900,00
Uniw	7093,45	3056,25	6382,50
Poli	7683,77	3000,00	7583,33
Rol	6896,22	3085,71	6250,00
WF	7241,03	2700,00	7133,33
Eko	8275,46	3200,00	7966,67
Pedagog	5642,49	2625,00	5475,00

Źródło. Opracowanie własne na podstawie ankiety.

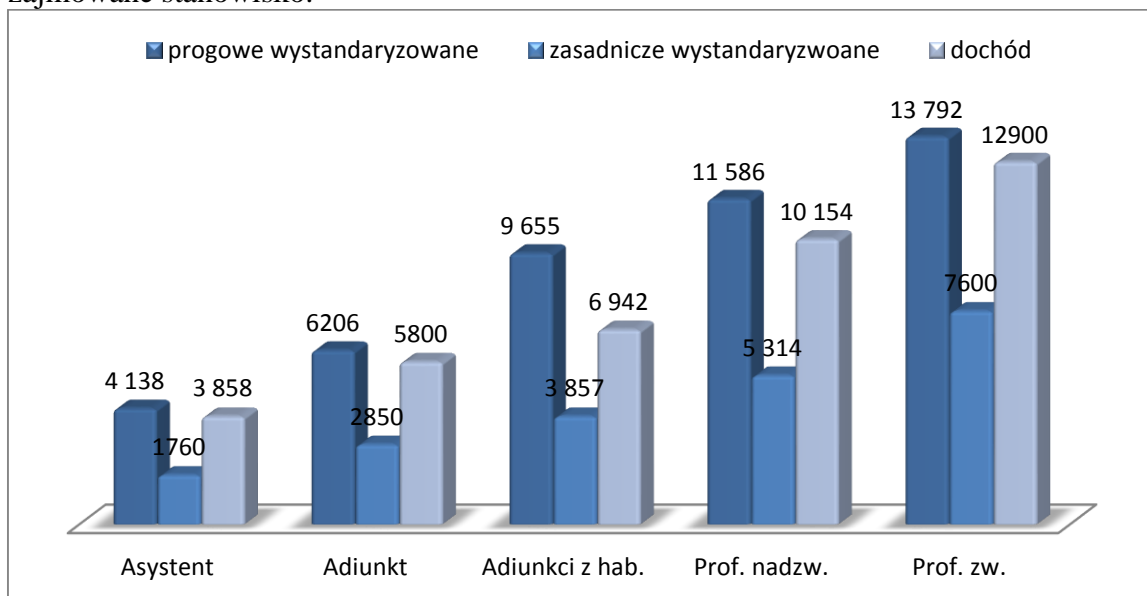
Wyniki z powyższej tabeli przedstawione zostały na trzech osobnych, poniższych wykresach.

Rysunek 2. Mediana płacy progowej i zasadniczej na tle dochodu z podziałem na płeć.



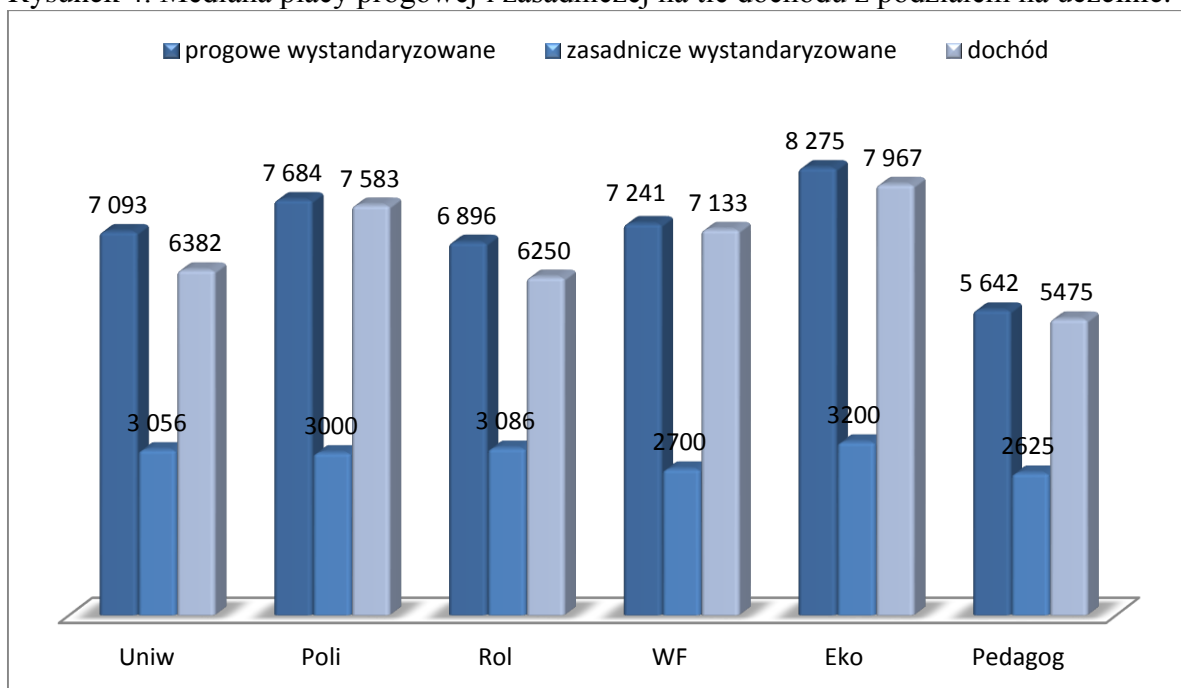
Źródło. Opracowanie własne na podstawie ankiety.

Rysunek 3. Mediana płacy progowej i zasadniczej na tle dochodu z podziałem na zajmowane stanowisko.



Źródło. Opracowanie własne na podstawie ankiety.

Rysunek 4. Mediana płacy progowej i zasadniczej na tle dochodu z podziałem na uczelnie.



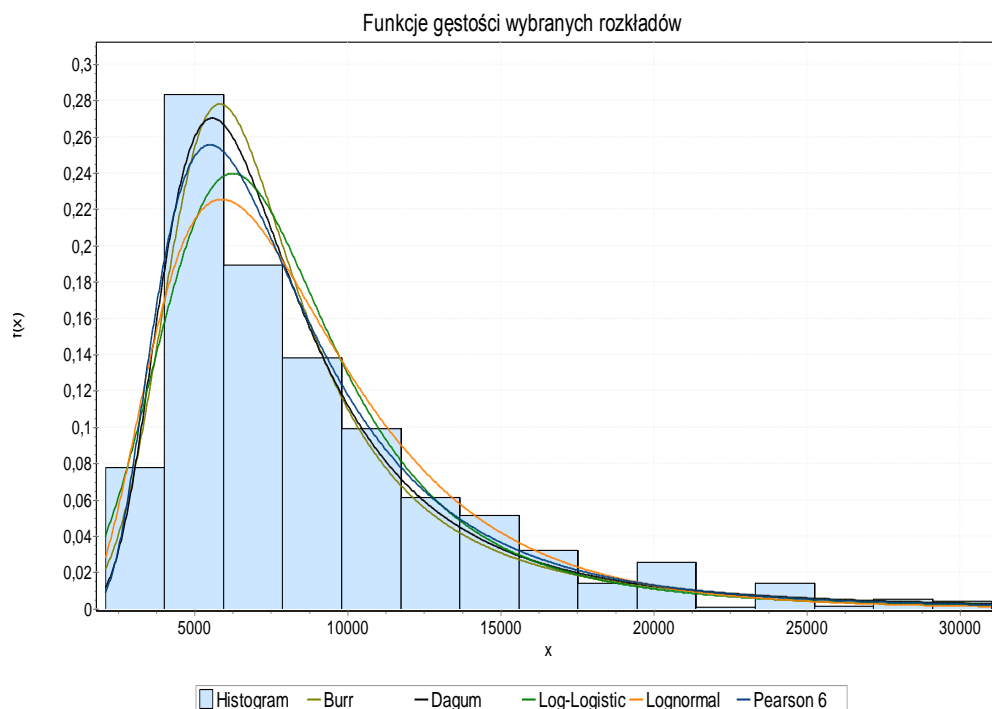
Źródło. Opracowanie własne na podstawie ankiety.

Do wcześniej zaprezentowanych wniosków należy dodać, że dla zdecydowanej większości grup pracowniczych wysokość płacy progowej jest zbliżona choć nieco wyższa do ich łącznego dochodu. Największe różnice występują dla grup adiunktów z habilitacją, profesorów nadzwyczajnych oraz profesorów zwyczajnych. Byliby oni skłoni podpisać nowy kontrakt rezygnując z dodatkowych źródeł dochodu, gdyby ich nowe wynagrodzenie nie byłoby niższe od obecnego, łącznego dochodu odpowiednio o 39%, 14% oraz 7%.

## 8.2. Teoretyczne rozkłady płacy progowej i otrzymywanej

Wykresy wyznaczonych metodą największej wiarygodności funkcji gęstości wybranych rozkładów przedstawia rysunek 5.

Rysunek 5. Funkcje gęstości wybranych rozkładów teoretycznych płacy progowej.



Źródło: opracowanie własne z użyciem programu EasyFit 5.4.

Po wykonaniu dodatkowych obliczeń polegających na wyznaczeniu współczynnika korelacji  $\rho^2$  pomiędzy decylami teoretycznymi wyznaczonych rozkładów teoretycznych i decylami rozkładu empirycznego zdecydowano, że najlepiej dopasowanym rozkładem płacy progowej jest rozkład Daguma. Dla przykładu postać dystrybuanty rozkładu Daguma dla płacy progowej przedstawia poniższy wzór nr 25.

$$F(x) = \left[ 1 + \left( \frac{x}{4389,611} \right)^{-2,677407} \right]^{-2,975832}$$

Podobną analizę przeprowadzono dla wyznaczenia najlepszego teoretycznego rozkładu dla łącznego dochodu pracowników naukowo-dydaktycznych. Rozkład Daguma jest prosty w zapisie i obliczeniach. Stąd tak jak dla płacy progowej tak i dla dochodu wybrano ten sam rozkład. Wyznaczone dystrybuanty teoretyczne rozkładów płacy progowej oraz łącznego dochodu powinny dawać zbliżone wartości statystyk opisowych jak dla szeregu szczegółowego danych. Ich porównanie przedstawia poniższa tabela 5.

Tabela 5. Wybrane statystyki rozkładów empirycznych i teoretycznych Daguma dla zmiennej wynagrodzenie progowe oraz dochód.

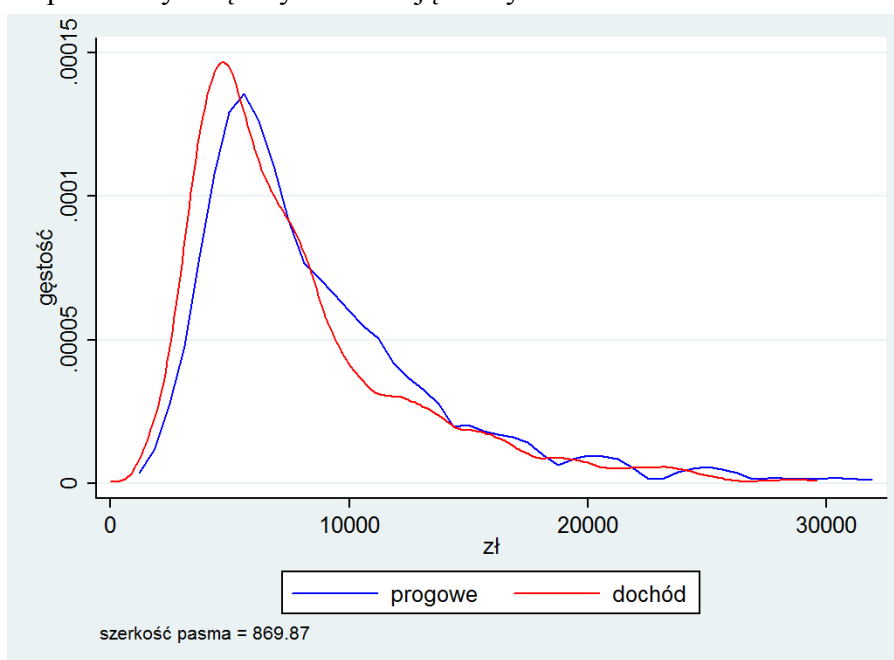
Statystyki	Empiryczny dla progowe	Teoretyczny dla progowe	Empiryczny dla dochód	Teoretyczny dla dochód
Średnia	8746	9070	8647,68	8990
Mediana	7093	7240	6766,67	6660
Dominanta	6207	5570	5250	4810
Kwartył dolny	5172	5330	4625	4740
Kwartył górny	10862	10300	10500	9970
Odch. std.	5014	8290	6625	12600
Gini	0,2934	0,3215	0,3442	0,3708

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

Rozkład Daguma zarówno dla wynagrodzenia progowego jak i dochodu łącznego daje dość dobre oszacowania dla miar położenia. Względne błędy przybliżenia wahają się w przedziale od 1% do 10%. Gorzej wybrany rozkład teoretyczny wypada dla oceny odchylenia standardowego oraz współczynnika Giniego. Niemniej jednak, ponieważ głównym celem pracy było wyznaczenie mediany wysokości płacy progowej uznano, że postaci teoretycznych rozkładów są wystarczająco dokładne.

Na koniec przedstawione zostały jeszcze wykresy funkcji gęstości zmiennej dochód oraz płaca progowa, wyznaczonych nieparametryczną metodą estymatorów jądrowych.

Rysunek 6. Funkcje gęstości zmiennych dochód i progowe wyznaczonych metodą nieparametryczną estymatorów jądrowych.



Źródło: opracowanie własne z użyciem pakietu Stata 12.

## 9. Wielowymiarowe modele płacy progowej

### 9.1. Wyniki estymacji modeli regresyjnych

W modelu nr 1 logarytm płacy progowej tłumaczony był kwadratową zależnością od wieku oraz kwadratową zależnością od stanowiska pracy. Sugerując się wcześniejszymi analizami, uwzględniono zmienne określające płeć, kategorię wydziału oraz fakt posiadania dodatkowego dochodu. Wyniki oszacowań jego parametrów prezentuje tabela 6.

Tabela 6. Oceny parametrów modelu 1 płacy progowej.

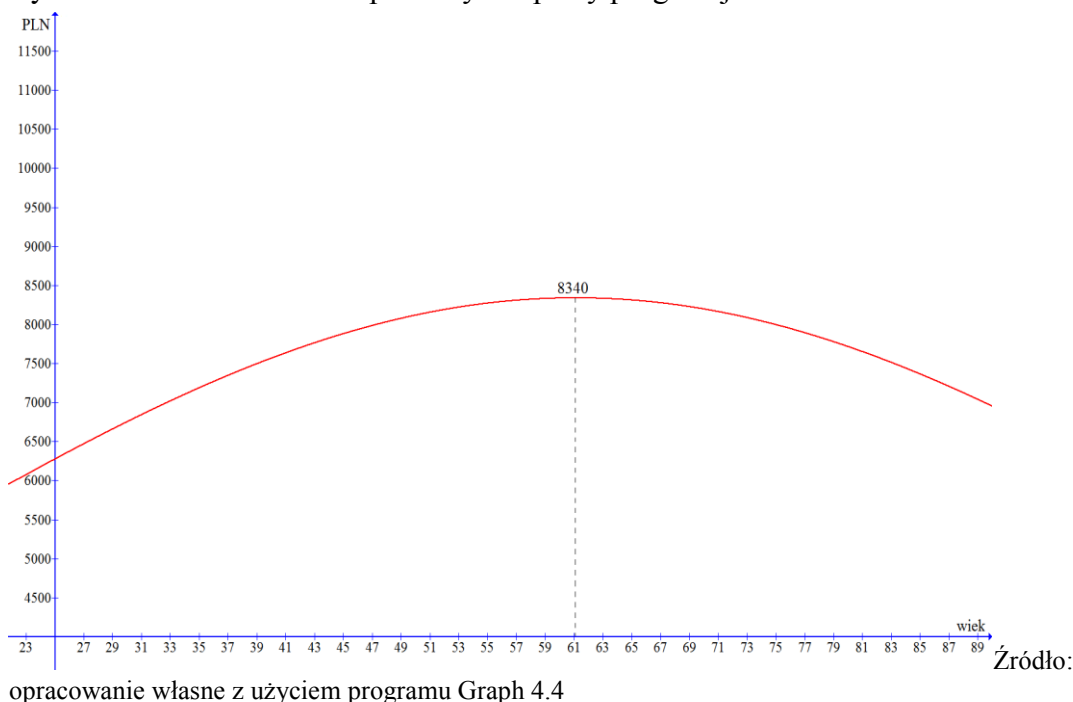
zmienna	współczynnik	bl. std.	t	p
w.wolny	7,294308	0,157765	46,23520	0,000000
T	0,145594	0,019858	7,33182	0,000000
X	0,026619	0,007904	3,36792	0,000777
X <sup>2</sup>	-0,000218	0,000082	-2,65998	0,007900
G	0,101553	0,020335	4,99399	0,000001
S	0,438520	0,055034	7,96821	0,000000
S <sup>2</sup>	-0,036273	0,008686	-4,17631	0,000031
K	-0,022899	0,010990	-2,08363	0,037366

Źródło: opracowanie własne z użyciem programu Statistical10 i pakietu Stata 12.

Z tak wyznaczonego modelu można wnioskować, że pracownicy naukowo-dydaktyczni, którzy osiągają dodatkowy dochód byliby skłonni z niego zrezygnować w zamian za pensję wyższą o około 14,56% od tych, którzy nie posiadają dodatkowych przychodów. Podobnie mężczyźni oczekują wynagrodzenia granicznego o 10,16% wyższego niż kobiety. Natomiast wraz z gorszą oceną ministerialną danego wydziału jego pracownicy deklarują płacę progową o 2,29% niższą.

Przyjmując wartości przeciętne dla zmiennych niezależnych otrzymano profil wiekowo-płacowy. Zależność ta jest opisana funkcją kwadratową osiągającą swoje maksimum lokalne dla wieku 61 lat i o wartości 8340 zł. Poniższy rysunek przedstawia jej postać.

Rysunek 7. Profil wiekowo-płacowy dla płacy progowej modelu 1.



Kolejny model, w stosunku do wcześniejszego, wzbogacony został o wielomianową, stopnia wyższego, zależność logarytmu płacy od wieku oraz uszczuplony do liniowej zależności od zmiennej ( $S$ ).

Tabela 7. Oceny parametrów modelu 2 płacy progowej.

**$R^2 = 0,45926787$     Popraw.  $R^2 = 0,45668548$**   
 **$F(7,1466) = 177,85$  ( $p = 0,0000$ )    Błąd std. estymacji = **0,37615****  
**White Test = **28,2808** ( $p = 0,5556$ )**

zmienna	współczynnik	bł. std.	$t$	$p$
w. wolny	6,014261	0,382259	15,73346	0,000000
$T$	0,143336	0,019913	7,19800	0,000000
$X$	0,120897	0,023784	5,08301	0,000000
$X^2$	-0,002019	0,000481	-4,19383	0,000029
$X^3$	0,000011	0,000003	3,44132	0,000595
$G$	0,103037	0,020383	5,05505	0,000000
$S$	0,218991	0,013727	15,95332	0,000000
$K$	-0,022197	0,011032	-2,01204	0,044398

Źródło: opracowanie własne z użyciem Stata 12.

W tym przypadku, pracownicy posiadający dodatkowe źródła dochodu posiadają przeciętnie o 14,33% wyższą płacę progową od pozostałych, mężczyźni zaś o 10,30% wyższą od kobiet. Spadek kategorii wydziału to spadek oczekiwań wynagrodzenia o 2,22%. Są to wyniki bardzo zbliżone do wcześniejszych. Model ten jednak pozwala na interpretację

parametru przy zmiennej określającej zajmowane stanowisko. Sugeruje on, że wraz z każdym kolejnym awansem wysokość płacy progowej pracownika wzrasta przeciętnie o 21,90%.

Kolejne dwa prezentowane modele w odróżnieniu do wcześniejszych wyznaczone zostały dla liniowych zależności logarytmu płacy progowej od wieku i zajmowanego stanowiska. Oprócz wcześniej uwzględnionych zmiennych objaśniających jak płeć czy dodatkowy dochód w modelach wprowadzono zmienną określającą logarytm rzeczywistego dochodu łącznego pracownika oraz zmienną reprezentującą produktywność pracowników naukowo-dydaktycznych czyli logarytm liczby punktów uzyskanych za publikacje. Nie uwzględniono natomiast zmiennej kategoria wydziału.

Tabela 8. Oceny parametrów modelu 3.

<b>R<sup>2</sup> = 0,49566665    Popraw. R<sup>2</sup> = 0,49329162</b> <b>F(6,1274) = 208,70    (p = 0,0000)    Błąd std. estymacji = 0,36362</b> <b>White Test = 36,7222    (p = 0,0613)</b>				
<b>zmienna</b>	<b>współczynnik</b>	<b>bl. std.</b>	<b>t</b>	<b>p</b>
w. wolny	6,046811	0,183258	32,99611	0,000000
S	0,164124	0,015729	10,43452	0,000000
ln( <i>d</i> )	0,228053	0,022688	10,05184	0,000000
G	0,085882	0,021343	4,02385	0,000061
ln( <i>P</i> )	0,047437	0,010889	4,35642	0,000014
T	0,081181	0,022806	3,55954	0,000385
X	0,003910	0,001495	2,61511	0,009025

Źródło: opracowanie własne z użyciem Stata 12.

Tabela 9. Oceny parametrów modelu 4.

<b>R<sup>2</sup> = 0,50691395    Popraw. R<sup>2</sup> = 0,50342264</b> <b>F(9,1271,)=145,19    (p = 0,0000)    Błąd std. estymacji = 0,35997</b> <b>White Test = 52,2656    (p = 0,1332)</b>				
<b>zmienna</b>	<b>współczynnik</b>	<b>bl. std.</b>	<b>t</b>	<b>p</b>
w. wolny	6,237442	0,188491	33,09140	0,000000
ln( <i>d</i> )	0,216551	0,022671	9,55196	0,000000
X	0,003311	0,001487	2,22726	0,026105
ln( <i>P</i> )	0,041112	0,010882	3,77784	0,000166
S <sub>PNZW</sub>	0,643244	0,055708	11,54677	0,000000
S <sub>PZW</sub>	0,709973	0,070292	10,10026	0,000000
S <sub>AD</sub>	0,309302	0,035583	8,69231	0,000000
S <sub>ADH</sub>	0,547503	0,065357	8,37713	0,000000
G	0,086907	0,021152	4,10874	0,000042
T	0,085686	0,022603	3,79087	0,000157

Źródło: opracowanie własne z użyciem Stata 12.



Zmienne, które pojawiły się w obu modelach uzyskały podobne oszacowania parametrów strukturalnych. Dla modelu 3 (modelu 4) powiemy, że wraz z wiekiem płaca progowa wzrasta z roku na rok przeciętnie o 3,39‰ (3,31‰). Mężczyźni oczekują wynagrodzenia granicznego o 8,58% (8,69%) wyższego niż kobiety, osoby otrzymujące zaś dodatkowy dochód wyższego przeciętnie o 8,11% (8,57%). Wzrost o 1% łącznego dochodu zwiększa płacę progową o 2,28‰ (2,17‰) zaś o 1% liczby punktów uzyskanych za publikacje zaledwie o 0,47‰ (0,41‰). To co różni prezentowane postacie zależności to podejście do zmiennej określającej zajmowane stanowisko. Z modelu 4 wynika, że adiunkci, adiunkci z habilitacją, profesorowie nadzwyczajni oraz profesorowie zwyczajni określają wysokość swojej płacy progowej odpowiednio o 30,93%, 54,75%, 64,32% i 71,00% wyższą niż asystenci. W modelu 3 najniższe akceptowalne wynagrodzenie dla nowego kontraktu rośnie przeciętnie o 16,41% wraz z kolejnym, wyższym stanowiskiem.

## 9.2. Wyniki estymacji modelu Coxa

Oszacowania modelu proporcjonalnego hazardu Coxa przedstawia poniższa tabela.

Tabela 10. Oceny parametrów modelu Coxa.

<b>LR = 578,26    df=6    (p = 0,0000)</b>					
	<b>Ocena parametru</b>	<b>Błąd standardowy</b>	<b>Chi-kwadrat</b>	<b>p</b>	<b>Hazard względny</b>
<i>T</i>	-0,198571	0,063941	9,6444	0,0019	0,8199
<i>X</i>	-0,009370	0,004125	5,1594	0,0231	0,9907
<i>G</i>	-0,195551	0,058469	11,1858	0,0008	0,8224
<i>S</i>	-0,324764	0,044702	52,7821	0,0000	0,7227
$\ln(P)$	-0,111522	0,027437	16,5215	0,0000	0,8945
$\ln(d)$	-0,495764	0,064245	59,5483	0,0000	0,6091

Źródło: opracowanie własne z użyciem Stata 12.

Test oparty na ilorazie wiarygodności potwierdził statystyczną istotność wyznaczonego modelu. Podobnie wskazał test Walda dla wszystkich zastosowanych zmiennych objaśniających.

Zatem przy ustalonej wysokości płacy progowej, pracownicy osiągający dodatkowy dochód, podobnie jak mężczyźni w porównaniu do kobiet są 1,22 razy mniej skłonni do podpisania nowego kontraktu. Również wszystkie pozostałe zmienne, kolejno wiek,

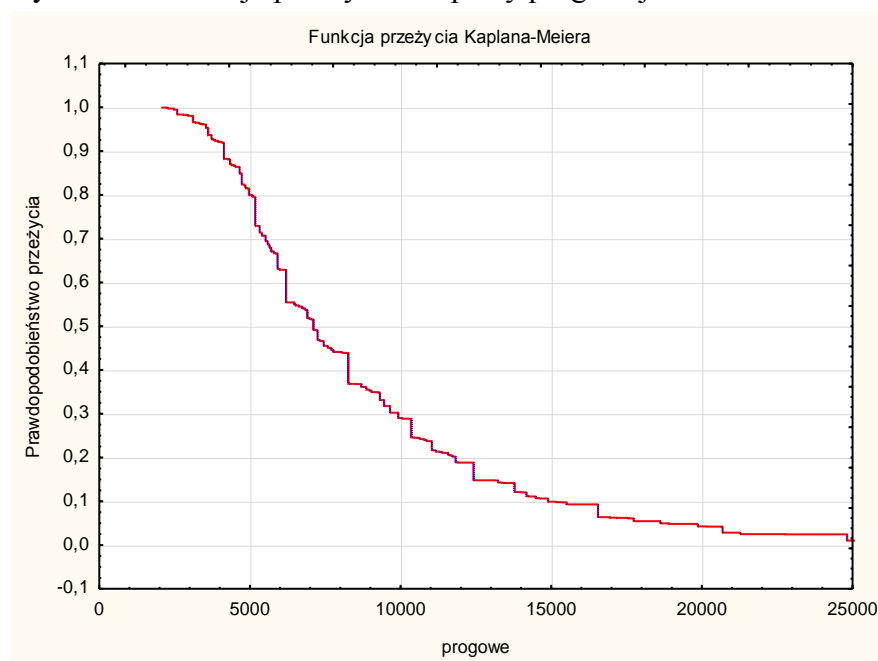
zajmowane stanowisko, logarytm punktów oraz logarytm dochodu, wraz ze wzrostem o jednostkę, zmniejszają prawdopodobieństwo przyjęcia nowej umowy o pracę odpowiednio 1,01; 1,38; 1,12; 1,64 razy.

Pomimo, że zastosowany model należy do grupy nieparametrycznych dla poprawności powyższej jego interpretacji istotnym było sprawdzenie założenia proporcjonalnego hazardu względem każdej ze zmiennych. Ponieważ test Grambscha i Therneau nakazywał odrzucić hipotezę zerową o proporcjonalności hazardu względem wieku, zajmowanego stanowiska oraz logarytmu dochodu zdecydowano się dodatkowo na graficzną weryfikację tegoż założenia. W pierwszej kolejności dla zmiennych o charakterze kategorii utworzono wykresy  $-\ln(-\ln(S(w)))$  dla poszczególnych podgrup. Analizując wspomniane wykresy przyjęto, że proporcjonalność hazardu jest jednak zachowana.

Ostatnim elementem oceny modelu proporcjonalnego hazardu Coxa dla płacy progowej było wliczenie miary dopasowania. W tym przypadku zastosowano opisany wcześniej pseudo współczynniki determinacji, który wyniósł  $R_M^2 = 0,363$ . Używając zatem nieformalnej interpretacji tego współczynnika powiemy, że model objaśnia około 36% badanego zjawiska.

Funkcję przeżycia dla modelu Coxa, wyznaczoną metodą Kaplana-Meiera przedstawia poniższy rysunek.

Rysunek 8. Funkcja przeżycia dla płacy progowej.



Źródło: opracowanie własne z użyciem Statistica 10.

### 9.3. Porównanie otrzymanych modeli płacy progowej

Ostatecznie dla oszacowania poszukiwanej wysokości płacy progowej zdecydowano się na jej określenie tylko i wyłącznie w zależności od zajmowanego stanowiska. W tym celu policzone wartości przeciętne zmiennych z podziałem na stanowiska zostały podstawione do wyznaczonych wcześniej modeli 1, 2, 3 i 4. W przypadku modelu 5 wartością odpowiadającą płacy progowej stała się mediana funkcji przeżycia oszacowanej metodą Breslowa.

Tabela 11. Oszacowane wysokości płacy progowej według stanowisk.

stanowisko	mediana empiryczna	model 1	model 2	model 3	model 4	model 5
asystent	4138	4416	4645	4806	4327	5167
adiunkt	6207	6872	6951	6697	6873	6175
adiunkt z habilitacją	9655	9514	9218	8546	9350	8113
profesor nadzwyczajny	11586	11941	11665	11500	11655	10888
profesor zwyczajny	13792	13554	14324	14845	13527	14110
wszyscy	7093	8174	8080	7602	7593	7192

Źródło: opracowanie własne z użyciem Statistica 10.

Ostatecznie nie można jednak stwierdzić by którykolwiek z wyznaczonych modeli oszacowywał płacę progową znacznie lepiej niż pozostałe. Dla przykładu, model ostatni najdokładniej spośród wszystkich określa poszukiwaną wartość dla całej grupy pracowników naukowo-dydaktycznych oraz adiunktów, ale równocześnie najgorzej oszacowuje dla grupy asystentów. Podobnie model pierwszy, najgorzej wypada przy szacowaniu płacy progowej dla całej zbiorowości zaś najlepiej dla grupy adiunktów z habilitacją i profesorów zwyczajnych.

## 10. Podsumowanie

Oszacowane wysokości płacy progowej pracowników naukowo-dydaktycznych polskich, publicznych uczelni wyższych z podziałem na zajmowane stanowisko, przy założeniu jedno-etatowości przedstawia wcześniej zaprezentowana tabela 51. Jest to odpowiedź na pierwsze pytanie badawcze a zarazem główny cel niniejszej rozprawy.

Odpowiadając na drugie pytanie badawcze można stwierdzić, że głównymi czynnikami istotnie determinującymi wysokość płacy progowej pracowników naukowo-dydaktycznych polskich, wyższych uczelni publicznych są: zajmowane stanowisko, staż pracy, płeć, produktywność mierzona liczbą punktów otrzymanych za publikacje, kategoria wydziału przyznana przez MNiSW oraz łączny dochód zatrudnionego.

Wynagrodzenia progowe przekraczają minimalne stawki wynagrodzenia zasadniczego brutto zaproponowane przez polskie Ministerstwo Nauki i Szkolnictwa Wyższego w rozporządzeniu z dnia 5 października 2011 (załącznik nr 1). Jakkolwiek nie patrzeć wysokość płacy progowej przewyższa również średni miesięczny dochód łączny pracowników (tabela 26) chociaż w tym przypadku są to nieznaczne różnice. Dla wszystkich grup stanowisk za wyjątkiem adiunktów z habilitacją różnice te wahały się w granicach 6,45-12,35%. Adiunkci z habilitacją posiadają dochód łączny przeciętnie o 28,1% niższy niż wysokość ich płacy progowej. Stanowią oni jednak najmniejszą bo zaledwie 4,5% frakcję populacji pracowników naukowo-dydaktycznych. Potwierdza to pierwszą z postawionych hipotez.

Kolejną hipotezę uwierzytelnia fakt, że we wszystkich pięciu oszacowanych modelach współczynniki określające wysokość płacy progowej w zależności od zajmowanego stanowiska okazały się być statystycznie istotne. Im wyższe stanowisko tym wyższe oczekiwania lub innymi słowy mniejsze prawdopodobieństwo podjęcia pracy przy określonej wysokości wynagrodzenia. Przy założeniu linowej zależności wraz z kolejnym awansem płaca progowa wzrasta o 16,4% (model 3) lub 21,9% (model 2). W przypadku zależności nieliniowej (model 1 oraz model 4) przejście na każde kolejne wyższe stanowisko to relatywnie mniejszy wzrost płacy progowej, dla modelu 4 jest to kolejno o 30,9%, 18,2%, 6,2% oraz 4,1%.

Kategoria wydziału przyznawana przez MNiSW istotnie różnicuje wysokość płacy progowej. W pierwszych dwóch modelach, gdzie zmienna ta została uwzględniona, każdy spadek kategorii to oczekiwania niższe o około 2,3% (model 1) lub 2,3% (model 2). Wyjątek stanowią pracownicy zatrudnieni na wydziałach najniżej ocenianych tj. kategorii czwartej.

Określili oni bowiem wysokość płacy progowej na poziomie podobnym co pracownicy najlepszych wydziałów. Jednak grupa tych wyjątkowych osób to zaledwie 3,1% populacji. Wnioski płynące z tych obserwacji poświadczają hipotezę trzecią.

Dość złożone okazują się być ustalenie relacji wynagrodzenia granicznego z podziałem na płeć. W przypadku ogólnym, występuje statystycznie istotna różnica w jej wysokości w zależności od płci. Oczekiwania mężczyzn są przeciętnie wyższe o 8,7% do 10,3% od oczekiwań płacowych kobiet. Dysproporcje te zmniejszają wraz z podziałem na grupy względem zajmowanego stanowiska. W grupach adiunktów z habilitacją oraz profesorów zwyczajnych i nadzwyczajnych okazały się być statystycznie nieistotne. Wszystko to stwierdza prawdziwość hipotezy czwartej.

W świetle wyników oszacowań modeli 3, 4 oraz 5 również produktywność pracowników naukowo-dydaktycznych mierzona logarytmem punktów otrzymanych za publikacje naukowe za ostatnie trzy lata pracy istotnie wpływa na wysokość płacy progowej. Im większe osiągnięcia naukowe tym trudniej przekonać pracownika do podpisania nowego kontraktu przy ustalonej wysokości wynagrodzenia. Podobną sytuację obserwujemy w przypadku łącznego dochodu. Im wyższy logarytm dochodu tym wyższe oczekiwania. Z modelu 3 i 4 wynika, że wzrost o 1% liczby punktów za publikacje zwiększa płacę progową o 0,41%-0,47% zaś wzrost o 1% łącznego dochodu o 2,17%-2,28%. Zatem hipoteza piąta została również potwierdzona.

Ponieważ wiek był wysoce istotnie, dodatnio skorelowany ze stażem pracy, we wszystkich omawianych modelach potraktowano interpretację tych zależności równoważnie. W modelach 3 i 4 założono liniową zależność wysokości płacy progowej od wieku stąd wraz ze wzrostem stażu o rok deklarowane najniższe akceptowalne wynagrodzenie wzrastało o 3,31%-3,39%. W modelach płac typu Mincera zależność płacy od wieku sugeruje jej spadek dopiero po osiągnięciu dość późnego wieku. Wszystko to tylko utwierdza, że wraz z wzrostem stażu płaca progowa również rośnie. Daje to dowód na prawdziwość hipotezy szóstej.

Potwierdzeniem hipotezy siódmej jest interpretacja oszacowanych parametrów zmiennej  $T$  we wszystkich pięciu modelach. Pracownicy, otrzymujący dodatkowy dochód poza uczelnią macierzystą w stosunku do pozostałych, deklarują wysokość płacy progowej wyższą o od 8,1% do 14,6% w zależności od modelu.

Ostatnia z hipotez weryfikuje pozytywnie porównanie wielkości średniego pensum proponowanego, podstawowego i wykonanego. Niezależnie od zajmowanego stanowiska, pensum jakie byliby skłonni przyjąć pracownicy naukowo-dydaktyczni dla nowego kontraktu jest niższe niż to wynikające z obecnej umowy o pracę czy faktycznie wypracowanego.

## 11. Bibliografia

1. Aigner, D., Lovell, C. A. K., and Schmidt, P. (1977). *Formulation and estimation of stochastic frontier production function models*. Journal of Econometrics, 6(1):21-37.
2. Astin H. i Bayer A (1972), *Sex discrimination in academe*, Educational Record, nr 53, str. 101-118.
3. Barbezat D. (1987), *Salary Differentials by Sex in the Academic Labor Market*. Journal of Human Resources nr. 22(3), str. 427–428.
4. Bierens H. J. (1997), *Integrated Conditional Moment Estimation and Testing of Median Regression Models, with an Application to a Mincer-Type Equation*, Econometric Society European Meeting, Toulouse, 27-30 sierpnia.
5. Black D.A., Loewenstein M.A. (1991). *Self-Enforcing Labor Contracts with Costly Mobility: The Subgame Perfect Solution to the Chairman's Problem*. Research in Labor Economics 12: str. 63-83.
6. 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.
7. Blackaby D. i Frank J. (2000), *Ethnic and other minority representation in UK academic economics*, The Economic Journal, nr. 110, str. 293–311.
8. Blau D. M. (1992), *An empirical analysis of employment and unemployment job search behavior*, Industrial and Labor Relations Review, nr 45, s. 738-752.
9. 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.
10. Boal W.M., Ransom M.R. (2013). *Monopsony in American Labor Markets*, Economic History Association, [www.eh.net/encyclopedia/monopsony-in-american-labor-markets](http://www.eh.net/encyclopedia/monopsony-in-american-labor-markets)
11. Böheim, R. (2002). *The association between reported and calculated reservation wages*. ISER Working Paper Series 2002-07, Institute for Social and Economic Research.
12. Bowlus A., Kiefer N.M., Neumann G.R. (2001), *Equilibrium search models and transition from school to work*, International Economic Review, nr 42, str. 317-343.
13. Brown B. W., Woodbury S. A. (1998), *Seniority, external labor markets, and faculty pay*, The Quarterly Review of Economics and Finance, Elsevier, nr. 38(4), str. 771-798.
14. Cahuc P. i Zylberberg A. (2004), *Labor Economics*, Wydawnictwo Massachusetts Institute of Technology.
15. Cox D.R. (1972), *Regression Models and Life-Tables*, Journal of the Royal Statistical Society. Seria B, Vol. 34, nr. 2, str. 187-220
16. Crosslin R. L., Stevens D. W. (1977), *The asking wage-duration of unemployment relation revisited*, Southern Economic Journal, styczeń, s. 1298-1302.
17. Draper N. R., Smith H. (1973), *Analiza regresji stosowana*, Warszawa, PWN.
18. 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.
19. Eckstein Z., Wolpin K.I. (1995), *Duration to first job and the return to schooling: estimates from a search-matching model*, The Reviews of Economic Studies, nr 62, str. 263-286.
20. Euwals R., Ward M. (2000), *The Remuneration of British Academics*, IZA DP Nr. 178.
21. Feldstein M., Poterba J. (1984), *Unemployment insurance and reservation wages*, Journal of Public Economics, luty-marzec, s. 141-167.
22. Ferber M., Green C. (1985), *Homemakers' imputed wages: results of the Heckaman technique compared with women's own estimates*, Journal of Human Resources, nr 20, s. 90-99.
23. Fische R. (1982), *Unemployment insurance and the reservation wages of unemployed*, Review of Economics and Statistics, nr 64, s. 12-17.
24. Gorgens T. (2002), *Reservation wages and working hours for recently un-employed US women*, Labor Economics, nr 9, s. 93-123.
25. Grambsch P. M., Therneau T. M. (1994), *Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals*. Biometrika, nr 81: str 515-526.
26. Greene W. H. (2002), *Econometric analysis, Fifth edition*, NY University, New Jersey.
27. Hallock K.F. (1995). *Seniority and Monopsony in the Academic Labor Market: Comments*. Faculty Publications - Human Resource Studies, Cornell University.
28. Heckman, J. (1979.). *Sample selection bias as a specification error*. Econometrica, 47:153-161.
29. Heywood J. S., White S. B. (1990), *Reservation wages and unemployment in manufacturing: a case study*, Applied Economics, marzec, s. 403-414.
30. Hoffer, R. A. and Murphy, K. J. (1994). *Estimating reservation wages of employed workers using a stochastic frontier*. Southern Economic Journal, 60(4):964-976.
31. 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.
32. Jensen, U., Gartner, H., and Raessler, S. (2010). *Estimating german reservation wages with stochastic wage frontiers*. Kiel, Nürnberg, Bamberg.
33. 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.
34. Jones S. R. G. (1989), *Reservation wages and the cost of unemployment*, Economica, maj, s. 225-246.
35. Kasper H. (1967), *The asking price of labor and the duration of unemployment*, The Review of Economics and Statistics, nr 49, s. 165-172.

36. Kiefer, N. M. and Neumann, G. R. (1979a). *An empirical job-search model, with a test of the constant reservation-wage hypothesis*. Journal of Political Economy, 87(1):89-107.
37. Kiefer, N. M. and Neumann, G. R. (1979b). *Estimation of wage offer distribution and reservation wages*. In Lippman, S. A. and McCall, J. J., editors, *Studies in the economics of search*. North Holland: Amsterdam.
38. Klaauw B. van der, van Vuuren A. (2010), *Job search and academic achievement*, European Economic Review, nr 54, str. 294-316.
39. Kleiber C., Kotz S. (2003), *Statistical Size Distributions in Economics and Actuarial Sciences*, Wiley, New York.
40. Kot S. M. (red.) (1999), *Analiza ekonomiczna kształtowania się płac w Polsce w okresie transformacji*, PWN, Warszawa, Kraków.
41. Lancaster T. (1985), *Simultaneous equations models in applied search theory*, Journal of Econometrics, kwiecień, s. 113-126.
42. Lancaster T., Chesher A. (1983), *An econometric analysis of reservation wages*, Econometrica, listopad, s. 1661-1676.
43. Maani, S. A. and Studenmund, A. H. (1986). *The critical wage, unemployment duration, and wage expectations: The case of Chile*. Industrial and Labor Relations Review, 39(2): str. 264-276.
44. May S. i Hosmer D.W. (2004), *Hosmer and Lemeshow type goodness-of-fit statistics for the Cox proportional hazards model*. Advances in Survival Analysis: Handbook of Statistics Vol 23, redagowany przez N. Balakrishna i C. R. Rao, Amsterdam, Elsevier, North-Holland, str. 383-394.
45. McDonald J. B. (1984), *Some Generalized Functions for the Size Distribution of Income*, Econometrica, nr 52(3), str. 647-663.
46. McNabb R., Wass V. (1997), *Male-Female Salary Differentials in British Universities*, Oxford Economic Papers, Oxford University Press, nr. 49(3), str. 328-43.
47. Meeusen, W. and Broeck, J. v. D. (1977). Efficiency estimation from cobb-douglas production functions with composed error. International Economic Review, 18(2):pp. 435-444.
48. Narendranathan W., Nickell S. (1985), *Modelling the process of job search*, Journal of Econometrics, nr 28, s. 29-49.
49. Ophem H., Hartog J., Berkhout P. (2011), *Reservation wages and starting wages*, IZA DP nr 5435, Bonn.
50. Park T. (2011), *Do faculty members get what they deserve? A review of the literature surrounding the determinants of salary, promotion and tenure*, The Journal of the Professoriate.
51. Prasad, E. S. (2003). *What determines the reservation wages of unemployed workers? New evidence from German micro data*. IZA Discussion Papers 694, Institute for the Study of Labor (IZA).
52. Ransom M.R. (1993). *Seniority and Monopsony in the Academic Labor Market*. American Economic Review 83, nr. 1: str. 221-231.
53. Schemper M., Stare J. (1996), *Explained variation in survival analysis*. Statistics in Medicine, Vol. 15(19), str. 1999-2012.
54. Schmidt, C. M. and Winkelmann, R. (1993). *Reservation wages, wage offer distributions and accepted wages*. In Bunzel, H., Jensen, P., and Westergaard-Nielsen, N., editors, *Panel Data and Labour Market Dynamics*. Amsterdam.
55. Schoenfeld D. (1982), *Partial residuals for the proportional hazards regression model*, Biometrika, str 239-241.
56. Sharpe D., Adbel-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.
57. Tuckman B. (1979), *Salary differences among university faculty and their implications for the future*. In T.R. Pezzullo & B.E. Brittingham (Eds.), *Salary equity: Detecting sex bias in salaries among college and university professors* (str. 19-36). Lexington, MA: Lexington Books.
58. Tukey J.W. (1977), *Exploratory Data Analysis*, Wydawnictwo Addison-Wesley.
59. Van den Berg G. (1992) *A Structural Dynamic Analysis of Job Turnover and the Costs Associated with Moving to Another Job*, Economic Journal, Royal Economic Society, nr. 102(414), str. 1116-33.
60. Villa J. M. (2009), *A survey on labor markets imperfections in Mexico using stochastic frontier*, Inter-American Development Bank, listopad
61. Vishwanath, T. (1989). *Job search, stigma effect, and escape rate from unemployment*. Journal of Labor Economics, 7(4):487-502.
62. Voeks L. F. (2000), *The reservation wages, on-the-job search, and turnover, a stochastic frontier approach*, PhD Dissertation, University of Georgia
63. Watson, D., Webb, R. (2008). *Reservation wage levels in UK and German financial services sectors*. The Service Industries Journal, 28(8):1167-1182.
64. Webb, R., Watson, D., and Hinks, T. (2003). *Testing for wage overpayment in UK financial services: A stochastic frontier approach*. The Service Industries Journal, 23(5):123-136.