

Dorota WITKOWSKA<sup>1</sup>  
Krzysztof KOMPA<sup>2</sup>

## Opieka nad dziećmi i osobami starszymi a wynagrodzenia pracowników w Polsce<sup>3</sup>

**Streszczenie.** Sprawowanie opieki nad bliskimi zawsze wiąże się z poświęceniem, które poza utratą bieżących dochodów często oznacza również gorszą pozycję zawodową, a w konsekwencji niższą emeryturę. Celem badania jest próba oceny, czy zjawisko utraty dochodów przez opiekunów osób bliskich (care penalty) jest obecne na polskim rynku pracy, a jeśli występuje, to kogo dotyka. Wykorzystano mikrodane z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) 2009Q1 dotyczące osób świadczących pracę w miesiącu poprzedzającym badanie. Opierając się na modelach regresji, które zawierają zmienne objaśniające charakteryzujące pracowników i strukturę ich rodzin oraz atrybuty miejsca pracy, zidentyfikowano czynniki wpływające na płace zatrudnionych. Analiza dotyczyła respondentów ogółem, respondentów z podziałem na płeć oraz kobiet w wieku 25–54 lat. Metodą najmniejszych kwadratów (MKN) oszacowano parametry modeli wynagrodzeń miesięcznych i płac godzinowych, w których zastosowano różne zbiory zmiennych odwzorowujących strukturę rodziny. Zastosowanie zmiennych opisujących strukturę gospodarstw domowych potwierdziło występowanie zjawisk utraty dochodów przez pracujące matki (motherhood penalty) i opiekunów starszych krewnych (eldercare penalty). Stwierdzono także, że obniżka dochodów opiekunów, w szczególności opiekunów osób starszych, dotyka najczęściej kobiet w wieku 25–54 lat. Wyniki badania świadczą o występowaniu w Polsce tradycyjnego modelu rodziny, w którym rola opiekunów, godzących obowiązki opiekuńcze z pracą zarobkową, przypada głównie kobietom.

**Słowa kluczowe:** rynek pracy, płace, opieka nad osobami starszymi, opieka nad dziećmi

### Childcare and eldercare and Polish employees' remunerations

**Abstract.** Providing care for one's relatives is always a sacrifice, which, aside from the reduction of income, often entails the worsening of one's professional position and, consequently, a lower pension in the future. The aim of the paper is to establish if the phenomenon of the loss of income by family caregivers (care penalty) is observable in the Polish labour market, and if it is, whom it affects. The research was carried out on the basis of the data from the Polish Labour Force Survey (LFS) 2009Q1. Factors affecting employees' income were identified using regression models which contained explanatory variables describing the employees and the structure of their families as well as the characteristics of their workplaces. The analysis was performed separately for all the respondents, according to the respondents' sex, and for female employees aged 25–54. The parameters of the models of monthly and hourly wages which used various sets of variables reflecting the family structure were estimated using the OLS method. Introducing variables representing the structure of households made it possible to observe that both the phenomena of the loss of income by working mothers (motherhood penalty) and of the loss of income by caregivers of elderly relatives (eldercare penalty) do apply to the Polish labour market. The study also demonstrated that the reduction of caregivers' income, especially that of the caregivers of the elderly, affects mostly women aged 25–54. The results of the research indicate that a vast number of Polish families function according to the traditional model, where it is mostly women who combine the role of a caregiver with their professional career.

**Keywords:** labour market, wages, eldercare, childcare

**JEL Classification:** C21, E24, J13, J23

<sup>1</sup> Uniwersytet Łódzki, Wydział Zarządzania, Katedra Finansów i Strategii Przedsiębiorstwa, ul. Matejki 22/26, 90-237 Łódź, Polska, autor prowadzący korespondencję – e-mail: dorota.witkowska@uni.lodz.pl, ORCID: 0000-0001-9538-9589.

<sup>2</sup> University of Johannesburg, College of Business and Economics, PO Box 524, Auckland Park 2006, RSA, ORCID: 0000-0002-2810-6654.

<sup>3</sup> Badania zrealizowano w ramach projektu NCN 2015/17/B/HS4/00930: *Zmiana pozycji kobiet na rynku pracy. Analiza sytuacji w Polsce na tle Unii Europejskiej w latach 2002–2014*. Wyniki badań pilotażowych prezentowano na XXXII Konferencji Taksonomicznej SKAD 2018 w referacie *Czy sprawowanie opieki na dziećmi i osobami starszymi wpływa na płace?*

## 1. WPROWADZENIE

Sprawowanie opieki nad bliskimi zawsze wiąże się z poświęceniem, które poza utratą bieżących dochodów często oznacza również gorszą pozycję zawodową, a w konsekwencji niższą emeryturę. Słabsza pozycja opiekunów na rynku pracy w porównaniu z bardziej dyspozycyjnymi, pozbawionymi obowiązków opiekuńczych, konkurentami jest konsekwencją braku doświadczenia osób będących opiekunami spowodowanego niższym wymiarem czasu ich pracy (i/lub przerwami w pracy) i skutkiem obaw pracodawców o ich mniejszą efektywność. W rezultacie opiekunowie albo rezygnują z pracy, albo ograniczają jej wymiar lub też godzą się na gorzej płatną pracę, umożliwiającą im jednak sprawowanie opieki nad bliskimi.

Obowiązki opiekuńcze są w Polsce najczęściej sprawowane przez kobiety: matki lub babki małych dzieci, a także córki, synowe, żony i siostry w przypadku osób starszych lub chorych. Z Diagnozy społecznej 2011 wynika, że 98,1% niepracujących zawodowo kobiet opiekowało się dzieckiem, 96,1% zajmowało się domem, a 75,5% sprawowało opiekę nad niepełnosprawnym/starszym członkiem rodziny (Czapiński i Panek, 2012).

W przypadku matek wynika to nie tylko z tradycji, lecz także z istniejącej polityki prorodzinnej, która promuje tradycyjny model rodziny. Przykładowo wprowadzony w 2016 r. program „Rodzina 500+” wpłynął na znaczne obniżenie aktywności ekonomicznej ludności w 2017 r., zwłaszcza młodych kobiet, wśród których Główny Urząd Statystyczny (GUS) odnotował najniższy wskaźnik aktywności zawodowej od 19 lat (Business Insider Polska, 2018). Zmniejszona aktywność na rynku pracy jest skutkiem świadczeń, jakie przysługują rodzicom, a których brakuje w przypadku opieki nad osobami starszymi<sup>4</sup>. Według diagnozy przedstawionej w Założeniach Długofalowej Polityki Senioralnej w Polsce na lata 2014–2020 (Uchwała nr 238 Rady Ministrów z 24 grudnia 2013 r., M.P. 2014, poz. 118) jedna trzecia nieformalnych opiekunów łączy obowiązki opiekuńcze z regularną pracą zawodową, a pozostali są bezrobotni lub zrezygnowali z pracy etatowej, przy czym opiekę tę pełnią najczęściej kobiety w wieku 50–69 lat, będące córkami (37%) lub żonami (20%) osób niesamodzielnych.

Celem badania jest próba oceny, czy zjawisko utraty dochodów przez opiekunów osób bliskich (*care penalty*) jest obecne na polskim rynku pracy, a jeśli występuje, to kogo dotyka. Wykorzystano mikrodane z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) dotyczące osób świadczących pracę w miesiącu poprzedzającym badanie. Opierając się na modelach ekonometrycznych, które zawierają zmienne objaśniające charakteryzujące pracowników i strukturę ich rodzin oraz atrybuty miejsca pracy, zidentyfikowano czynniki wpływające na płace zatrudnionych. Analiza dotyczy respondentów ogółem oraz z podziałem na płeć, a także podpróby kobiet w wieku 25–54 lat.

<sup>4</sup> Warto zauważyć, że pomoc finansowa dla osób niepełnosprawnych lub przewlekle chorych wydaje się niewystarczająca, o czym świadczą częste protesty ich opiekunów w latach 2018 i 2019. W przypadku opieki nad osobami starszymi pomoc państwa jest wręcz iluzoryczna (520 zł dla opiekunów starszych osób niepełnosprawnych, ale muszą się oni zrzec całkowicie wszystkich swoich dochodów, tj. wynagrodzenia z pracy, świadczeń emerytalno-rentowych).

## 2. MODELOWANIE PŁAC

W procesie modelowania płac kluczową kwestią, obok samej postaci modelu, jest dobór zmiennych objaśniających, które reprezentują czynniki wpływające na zarobki. Wyróżnia się trzy grupy czynników wpływających na płace (Witkowska, Kompa i Matuszewska-Janica, 2019):

1. indywidualne cechy pracownika, tj. wiek, staż pracy, typ i poziom wykształcenia, wykonywany zawód, czas poświęcany na pracę, stan cywilny, charakter zatrudnienia, status ekonomiczny i rodzinny, miejsce zamieszkania;
2. cechy przedsiębiorstwa, tj. branża, sektor (publiczny lub prywatny), wielkość przedsiębiorstwa, rodzaj działalności firmy, działalność związków zawodowych;
3. cechy otoczenia, tj. struktura rynku pracy, sytuacja gospodarcza i społeczna w regionie i kraju, rozwiązania dotyczące polityki prorodzinnej (tj. zewnętrznej opieki nad dziećmi, osobami niepełnosprawnymi i starszymi), uwarunkowania kulturowe.

Bogata literatura dotycząca modelowania płac pokazuje, że najczęściej uwzględniane determinanty płac należą do dwóch pierwszych wyżej wymienionych grup. Klasyczne, a zarazem rewolucyjne dla ekonomiki pracy, równanie płac zaproponowane przez Mincer (1958, 1974) zawiera jedynie składowe odnoszące się do poziomu edukacji i stażu pracy. Zastosowanie modelu Mincera do badania wysokości zarobków w Polsce omówiono m.in. w pracach Roszkowskiej i Majchrowskiej (2013, 2014) czy Niedużaka (2014), podkreślając istotne słabości modelu wynikające m.in. z ograniczenia specyfikacji determinant płac do wykształcenia i doświadczenia zawodowego<sup>5</sup>. W badaniach wpływu poziomu edukacji na płace można uwzględniać poziom wykształcenia (np. podstawowe, gimnazjalne, średnie, wyższe), dziedzinę nauki (nauki ścisłe, przyrodnicze, humanistyczne itd.), liczbę lat edukacji. Bada się też wpływ rodzaju szkoły (np. liceum lub technikum, uczelnia państwowa lub prywatna). Według Newella i Sochy (2007) także ukończenie studiów w trybie dziennym ma odzwierciedlenie w zarobkach.

Istotny wpływ na wysokość zarobków ma zawód wykonywany przez pracownika. Istnieją znaczne różnice między wynagrodzeniami pracowników fizycznych (ang. *blue-collar*) i umysłowych (ang. *white-collar*). Takie rozróżnienie było szczególnie ważne w badaniach płac przed transformacją ustrojową (Grajek, 2003), choć nie pozostaje bez znaczenia również dziś. Dla danego zawodu, grupy zaszeregowania lub stanowiska określone są przedziały płacowe, które wyznaczają minimalną i maksymalną wartość wynagrodzenia. Ponadto z analizy Weichselbaumera i Winter-Ebmera (2005) wynika, że w zawodach reprezentowanych przez związki zawodowe uzyskuje się wyższe zarobki i istnieje większy wpływ na kształtowanie płac niż w zawodach bez takiej reprezentacji.

<sup>5</sup> Szczegółowe omówienie modelu Mincera (modeli płac typu Mincera), wraz z szerokim przeglądem literatury przedmiotu, można znaleźć także w pracach Strawińskiego (2006) i Kaszubowskiego (2013).

W modelu zarobków mogą znaleźć się również zmienne niezależne opisujące model rodziny, stan cywilny rodziców, liczbę dzieci w rodzinie itp. Zakłada się bowiem, że motywacja do pracy zwiększa się, gdy na utrzymaniu pracownika pozostają członkowie rodziny, chociaż sytuacja rodzinna w odmienny sposób wpływa na pracowników w zależności od płci. Przykładowo Strawiński (2006), oprócz zmiennych występujących w modelu Mincer'a, wyróżnił trzy grupy zmiennych kontrolnych. Pierwsza, do której zaliczono płeć i posiadanie rodziny z dziećmi, kontroluje ujemny efekt dochodowy spowodowany występującą na rynku dyskryminacją płacową kobiet oraz efekt dodatni związany z posiadaniem rodziny. Druga grupa zmiennych kontrolnych związana jest z miejscem zamieszkania (województwem, wielkością miejscowości) i odnosi się do zróżnicowania warunków lokalnego rynku. Trzecią grupę zmiennych kontrolnych stanowią charakterystyki wykonywanej pracy, m.in. zawód, a także wielkość miejsca zatrudnienia, rodzaj kontraktu (np. na czas określony lub nieokreślony) i posiadanie pracy dodatkowej (Kompa i Witkowska, 2018).

W modelach uwzględnia się również branże gospodarki (Śliwicki, 2012; Śliwicki i Ryczkowski, 2014; Witkowska i Matuszewska-Janica, 2016). W badaniach Matuszewskej-Janicy i Witkowskiej (2013) ten właśnie czynnik wraz z poziomem zasze-regowania zawodowego okazał się dominujący w rankingu ważności zmiennych wykorzystanych do grupowania respondentów za pomocą drzew klasyfikacyjnych.

Relatywnie mało jest badań uwzględniających zmienne należące do trzeciej z wymienionych grup czynników wpływających na płace. Przykładowo Jaumotte (2004) oraz Gehringer, Klasen i Witkowska (2014) analizowali wpływ realizowanej polityki rodzinnej na aktywność zawodową, a Montero, Fernandes-Aviles i Medina (2014) kwestię czasu poświęcanego przez matkę i ojca na opiekę nad dziećmi.

Zagadnienie utraty dochodów przez pracującą matkę (*motherhood penalty*) jest przedmiotem wielu analiz, w tym również prowadzonych za pomocą modeli ekonometrycznych, a samo zjawisko wyjaśniane jest na gruncie różnych teorii, np. kapitału ludzkiego czy dyskryminacji (Budig i England, 2001). Przykładowe opracowania z tego zakresu to: Anderson, Binder i Krause (2003), Angelov, Johansson i Lindahl (2013), Budig i Hodges (2010), Brody i Schoonover (1986), Correll, Benard i Paik (2007), Cukrowska-Torzewska i Lovasz (2017), Davies i Pierre (2005), England (2005), Gangl i Ziefle (2009), Napari (2010), Simonsen i Skipper (2006), Zharikova (2006). Natomiast sytuacja polskich gospodarstw domowych została przedstawiona m.in. w pracach: Cukrowskiej (2011), Cukrowskiej-Torzewskiej (2015) oraz Cukrowskiej-Torzewskiej i Lovasz (2016).

Badania dotyczące opieki nad starszymi krewnymi nie są tak liczne i w większości skupiają się na warunkach, w jakich organizowana jest pomoc osobom niesamodzielnym. Warto przy tym zauważyć, że opieka nad ludźmi chorymi, niepełnosprawnymi czy starszymi może być równie absorbująca, jak opieka nad małymi dziećmi i bardzo zróżnicowana – od zapewnienia towarzystwa po pielęgnowanie osób tego wymagających. Występowanie istotnej relacji między sprawowaniem opieki nad starszymi bliskimi i dochodami ich opiekunów stwierdzili m.in.: Couch, Daly i Wolf (1999), Johnson i Lo Sasso (2000, 2006), Muurinen (1986), Soldo i Hill (1995), Stone i Short (1990), Synak (1989), Vittaten (2007, 2010), Wolf i Soldo (1994).

### 3. ORGANIZACJA BADANIA

W badaniu wykorzystano dane pozyskane z Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) 2009Q1 uwzględniając jedynie respondentów, którzy świadczyli pracę w miesiącu poprzedzającym badanie. Baza danych została dodatkowo ograniczona przez usunięcie wszystkich rekordów, w których dane były niekompletne. W rezultacie uzyskano bazę danych o 7044 respondentach, w której znalazło się 3751 mężczyzn i 3293 kobiety, spośród których 2716 było w wieku 25–54 lat<sup>6</sup>. Średnia wysokość miesięcznych zarobków w tej grupie wynosiła 1568,61 zł przy odchyleniu standardowym 845,72 zł (co stanowi 54% średniej).

W badaniu BAEL wysokość wynagrodzenia jest deklarowana przez respondentów, co stanowi istotne ograniczenie realizowanych badań, mimo to dane te są wykorzystywane do modelowania wynagrodzeń (Keane i Prasad, 2006; Newell i Socha, 2007). Natomiast informacje o rzeczywistych poziomach płac godzinowych pozyskuje się od przedsiębiorstw w ramach badania struktury wynagrodzeń (Structure of Earning Survey – SES), które jednak nie dostarcza wielu istotnych informacji dotyczących pracowników i struktury ich rodzin. Modele płac szacowane na podstawie danych SES przedstawili m.in. Śliwicki (2012) oraz Śliwicki i Ryczkowski (2014). Modelowanie płac prowadzi się również na podstawie danych pochodzących z badania budżetów gospodarstw domowych (Grajek, 2003; Strawieński, 2015), a także pochodzących z badania Diagnoza społeczna (Cukrowska, 2011). Zaletą tych ostatnich badań jest ich powtarzalność dla tych samych obiektów (tj. gospodarstw i osób) w kilkuletnich odstępach.

W badaniu prezentowanym w artykule przyjęto upraszczające założenie, że osoby świadczące opiekę zamieszkują jedno gospodarstwo domowe wraz z tymi, którzy tej opieki wymagają. Posiadane dane uniemożliwiają jednak oddzielenie sytuacji, w której osoby starsze (tj. w wieku 65 lat i więcej) zamieszkujące we wspólnym gospodarstwie domowym mogą być z jednej strony osobami wymagającymi opieki, a z drugiej opiekunami małoletnich, np. wnuków.

W celu zbadania wpływu sytuacji rodzinnej na zarobki zbudowano modele ekonometryczne opisujące płace godzinowe oraz dochody miesięczne postaci:

$$\ln(y_i^j) = \sum_{k=1}^K (\alpha_k \cdot x'_{ki}) + \sum_{l=1}^L (\beta_l \cdot x''_{li}) + \sum_{n=1}^N (\gamma_n \cdot x'''_{ni}) + \varepsilon_i$$

gdzie dla każdego  $i$ -tego respondenta:  $y_i^j$  – płace godzinowe ( $j = 1$ ) lub wynagrodzenia miesięczne ( $j = 2$ ),  $x'_{ki}$  – zmienne objaśniające reprezentujące charakterystyki pracowników,  $x''_{li}$  – zmienne objaśniające reprezentujące strukturę ich rodzin,  $x'''_{ni}$  – atrybuty miejsca pracy,  $\alpha_k, \beta_l, \gamma_n$  – parametry strukturalne modelu,  $K, L, N$  – liczba zmiennych reprezentujących odpowiednio: charakterystyki pracownika, strukturę ich rodzin i atrybuty miejsca pracy ( $K = 24, L = 9, N = 9$ ),  $\varepsilon_i$  – składnik losowy.

<sup>6</sup> Bardziej szczegółowe dane dotyczące tej bazy można znaleźć w pracy (Witkowska i in., 2019). Płace godzinowe wyznaczono na podstawie zadeklarowanych przez respondentów dochodów i przepracowanego czasu pracy.

**ZESTAWIENIE 1. ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE REPREZENTUJĄCE CECHY ILOŚCIOWE**

Symbol	Oznaczenie	Opis
AGE	$x'_{1i}$	wiek
	$x'_{2i}$	kwadrat wieku
NUM	$x''_{1i}$	liczba osób w rodzinie
	$x''_{2i}$	liczba osób starszych, tj. w wieku 65 lat i więcej
	$x''_{3i}$	liczba niepracujących dzieci
	$x''_{4i}$	liczba dzieci do lat 5 (2)
	$x''_{5i}$	liczba dzieci w wieku 6–15 lat
	$x''_{6i}$	liczba dzieci w wieku 16–18 lat
	$x''_{7i}$	liczba osób pracujących

Źródło: opracowanie własne.

Do opisu logarytmu naturalnego płac godzinowych i wynagrodzeń miesięcznych respondentów wykorzystuje się zarówno cechy ilościowe (zestawienie 1), jak i jakościowe zakodowane w postaci zmiennych zero-jedynkowych (zestawienie 2). Należy zauważyć, że zmienne ilościowe *NUM* oraz binarne *GEN* i *WOR* nie występują we wszystkich szacowanych modelach, do estymacji których wykorzystano cztery próby estymacyjne, tj. zawierające informacje dotyczące (1) tylko kobiet lub (2) kobiet w wieku 25–54 lat, (3) tylko mężczyzn lub (4) wszystkich respondentów.

**ZESTAWIENIE 2. ZMIENNE OBJAŚNIAJĄCE REPREZENTUJĄCE CECHY JAKOŚCIOWE**

Symbol	Oznaczenie	Opis (liczba wariantów cechy)	Wariant referencyjny
<i>GEN</i>	$x'_{3i}$	pleć (2)	kobieta
<i>RES</i>	$x'_{4i} \div x'_{6i}$	wielkość miejscowości zamieszkania (6)	miasto poniżej 2 tys. mieszkańców i wieś
<i>EDU</i>	$x'_{9i} \div x'_{13i}$	wykształcenie (6)	niepełne podstawowe lub bez wykształcenia
<i>WOR</i>	$x'_{14i} \div x'_{16i}$	forma zatrudnienia mierzona liczbą godzin przepracowanych w tygodniu (4)	pełny wymiar czasu pracy – 40 godz. tygodniowo
<i>OCU</i>	$x'_{17i} \div x'_{24i}$	zawód (9)	robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy
<i>REL</i>	$x''_{8i}$	status w rodzinie (2)	inna niż głowa rodziny
<i>MAR</i>	$x''_{9i}$	stan cywilny (2)	niebędąca(-y) w związku
<i>SIZ</i>	$x'''_{1i} \div x'''_{5i}$	wielkość miejsca zatrudnienia mierzona liczbą pracowników (6)	20–49 pracowników
<i>OWN</i>	$x'''_{6i}$	sektor (2)	prywatny
<i>SEC</i>	$x'''_{7i} \div x'''_{9i}$	branża gospodarki (4)	pozostałe

Źródło: opracowanie własne.

Wszystkie wymienione wyżej zmienne występują w modelach płac, a zmienne reprezentujące strukturę gospodarstw domowych dodatkowo wzbogacają modele wykorzystywane w badaniach nad *care penalty* (Cukrowska-Torzewska, 2015; Heitmueller i Inglis, 2004), przy czym autorzy modeli stosują różne poziomy dezagregacji poszczególnych zmiennych oraz sposoby ich kodowania.

Z danych przedstawionych w tabl. 1 wynika, że w badanej próbie kobiety najczęściej są zatrudnione w usługach, a mężczyźni w przemyśle. Ponad 70% re-

spondentów jest zatrudnionych w pełnym wymiarze czasu pracy niezależnie od płci. Jednak kiedy porówna się inne możliwe wymiary czasu pracy, to okaże się, że kobiety częściej niż mężczyźni pracują mniej godzin tygodniowo. 44% kobiet pracuje w sektorze publicznym, a 72% mężczyzn – w sektorze prywatnym. Kobiety znacznie rzadziej niż mężczyźni są głową gospodarstwa domowego, ale znacznie częściej legitymują się wykształceniem wyższym i pomaturalnym. Natomiast mężczyźni częściej mają wykształcenie zasadnicze zawodowe.

TABLICA 1. STRUKTURA PRÓBY

Cecha		Razem	Mężczyźni	Kobiety	Kobiety w wieku 25–54 lat
		w %			
Pozycja w gospodarstwie domowym	głowa rodziny	48,21	62,94	31,43	30,93
	pozostali	51,79	37,06	68,57	69,07
Pozostający w związku małżeńskim	tak	68,07	70,73	65,05	70,84
	nie	31,93	29,27	34,95	29,16
Wykształcenie wyższe, powyżej doktoratu		0,37	0,32	0,43	0,33
Wykształcenie wyższe		19,02	12,80	26,12	28,24
Wykształcenie pomaturalne		4,13	2,13	6,41	6,70
Wykształcenie średnie		33,69	30,63	37,17	33,36
Wykształcenie zasadnicze		33,83	43,11	23,26	25,44
Wykształcenie podstawowe i gimnazjalne		8,94	10,98	6,62	5,93
Wykształcenie poniżej podstawowego		0,01	0,03	0,00	0,00
Sektor	publiczny	35,48	28,02	43,97	45,32
	prywatny	64,52	71,98	56,03	54,68
Wymiar czasu pracy w tygodniu w godzinach	do 20	4,87	2,83	7,20	5,71
	21–39	6,12	3,41	9,20	8,51
	40	73,04	73,26	72,79	73,86
	41 i więcej	15,97	20,50	10,81	11,93
Branża gospodarki	rolnictwo	2,74	4,21	1,06	1,10
	przemysł	39,10	52,68	23,63	24,41
	usługi	58,04	43,11	75,04	74,23
	inne	0,11	0,00	0,24	0,22

Źródło: obliczenia własne dla próby zbudowanej na podstawie BAEL 2009Q1.

#### 4. WYNIKI BADAŃ

Modele wynagrodzeń oszacowano metodą najmniejszych kwadratów (MNK) na podstawie czterech prób badawczych obejmujących:

- wszystkich respondentów (T);
- mężczyzn (M);
- kobiety (W);
- kobiety w wieku 25–54 lat (WW).

Uzyskane wyniki przedstawiono w tabl. 2–5, które zawierają oceny estymatorów parametrów modeli, skorygowanych współczynników determinacji i oznaczenia poziomu istotności, umożliwiającego odrzucenie hipotezy o zerowej wartości parametru dla poziomu istotności 0,1; 0,05 i 0,01.

Porównując modele oszacowane przy wykorzystaniu różnych prób estymacyjnych, zauważa się wysoki stopień objaśnienia zmienności zarobków przez modele wyjaśniające płace kobiet i wszystkich respondentów oraz niskie wartości tych współczynników w przypadku modeli szacowanych dla próby mężczyzn. Jest to spowodowane identyczną specyfikacją modeli dla kobiet i mężczyzn i oznacza, że w przypadku modeli szacowanych dla mężczyzn istnieją inne (niż w modelach estymowanych dla kobiet) nieuwzględnione zmienne, które wpływają na objaśnienie zmian płac. Zarazem w modelach szacowanych na podstawie wszystkich danych pojawia się dodatkowa (w stosunku do modeli dotyczących pracujących mężczyzn i kobiet) zmienna, tj. płeć, odzwierciedlająca w tym modelu zmienne brakujące w specyfikacji modeli dla mężczyzn.

W tabl. 2–4 przedstawiono wyniki estymacji modeli ekonometrycznych dla obu zmiennych objaśnianych, w których zastosowano nieco inną specyfikację w odniesieniu do zmiennych opisujących strukturę rodziny. Pierwszy model zawiera trzy zmienne:  $x''_{1i}$  – liczbę osób w gospodarstwie domowym ogółem,  $x''_{2i}$  – liczbę osób powyżej 65. roku życia,  $x''_{3i}$  – liczbę niepracujących dzieci.

W drugim modelu w miejsce  $x''_{1i}$  wstawiono liczbę osób pracujących  $x''_{7i}$ , a zmienną  $x''_{3i}$  zdezagregowano na zmienne  $x''_{4i}$  –  $x''_{6i}$ . W modelach szacowanych dla pracowników według płci zabrakło zmiennej *GEN*, która w modelu estymowanym na podstawie całej próby ma parametr istotnie dodatni, zatem informuje, że mężczyźni zarabiają lepiej niż kobiety zarówno w odniesieniu do dochodów miesięcznych, jak i płac godzinowych (tabl. 2). Z kolei w modelach płac godzinowych brakuje zmiennych informujących o formie zatrudnienia, która determinuje wysokość wynagrodzeń miesięcznych (parametry istotne o oczekiwanych znakach i wartościach<sup>7</sup>).

Biorąc pod uwagę zmienne opisujące:

- cechy pracowników, tj. wiek, miejsce zamieszkania, poziom edukacji, formę zatrudnienia, a także pozycję w rodzinie i stan cywilny, oraz
- charakterystyki miejsca pracy, tzn. wielkość przedsiębiorstwa, sektor i branżę gospodarki oraz zawód,

w większości przypadków obserwuje się – niezależnie od tego, czy model opisuje dochody miesięczne, czy płace godzinowe – niemal identyczny wpływ uwzględnionych w modelach zmiennych objaśniających na obie zmienne objaśniane. Innymi słowy, tylko nieliczne zmienne (tj. sektor gospodarki w modelach płac mężczyzn i płac ogółem, stan cywilny w modelach szacowanych dla ogółu respondentów oraz pojedyncze warianty zmiennych odzwierciedlających wielkość miejscowości zamieszkania, miejsce pracy, zawód i poziom wykształcenia) oddziałują na zdefiniowane zmienne objaśniane w inny sposób, raz wskazując na ich istotny statystycznie wpływ na płace, a w innym modelu będąc zmiennymi nieistotnymi.

<sup>7</sup> Kobiety pracujące do 20 godz. tygodniowo średnio tracą niemal 40% wynagrodzenia uzyskiwanego przez pracownice na pełnym etacie. Jeśli czas pracy wynosi od 21 do 39 godzin w tygodniu, to utracone wynagrodzenie wynosi około 14% w stosunku do pełnego etatu. Natomiast praca w godzinach nadliczbowych powoduje wzrost wynagrodzenia miesięcznego (w stosunku do płac na pełnym etacie) o 6% dla kobiet, 11% dla ogółu respondentów i 13% w przypadku mężczyzn.



Przykładowo sektor gospodarki w modelach płac mężczyzn i płac ogółem jest nieistotny w przypadku dochodów miesięcznych, ale wskazuje na istotnie większe płace godzinowe uzyskiwane w instytucjach publicznych niż prywatnych.

**TABLICA 2. OCENY ESTYMATORÓW PARAMETRÓW: MODELE OSZACOWANE DLA RESPONDENTÓW OGÓŁEM**

Zmienne objaśniane		Dochody miesięczne		Płace godzinowe	
		MT1	MT2	MT1	MT2
Zmienne objaśniające					
AGE	wiek	0,0991***	0,1003***	0,0393***	0,0388***
	kwadrat wieku	-0,0011***	-0,0012***	-0,0004***	-0,0004***
GEN	mężczyzna	0,2506***	0,2510***	0,1931***	0,1939***
REL	głowa rodziny	0,0671***	0,0595***	0,0719***	0,0690***
MAR	pozostający w związku	-0,0059	0,0023	0,0631***	0,0609***
RES	miasto powyżej 100 tys. mieszkańców	0,1025***	0,0945***	0,0742***	0,0720***
	miasto 50–100 tys.	0,0435**	0,0317*	0,0207	0,0186
	miasto 10–50 tys.	0,0211	0,0133	-0,0086	-0,0099
	miasto 5–10 tys.	-0,0640***	-0,0715***	-0,0813***	-0,0821***
EDU	miasto 2–5 tys.	0,0165	0,0087	-0,0035	-0,0041
	wykształcenie wyższe powyżej doktoratu	0,6185***	0,6062***	0,4793***	0,4688***
	wykształcenie wyższe	0,3281***	0,3201***	0,2884***	0,2861***
	wykształcenie pomaturalne	0,1172***	0,1147***	0,0701***	0,0706***
	wykształcenie średnie	0,1467***	0,1442***	0,1010***	0,1013***
SIZ	wykształcenie podstawowe i gimnazjalne	-0,0679***	-0,0639***	-0,0959***	-0,0920***
	≤10 pracowników	-0,0380**	-0,0383**	-0,0852***	-0,0860***
	11–19 pracowników	-0,0108	-0,0113	-0,0437***	-0,0452***
	50–100 pracowników	0,0381**	0,0357**	0,0089	0,0077
	101–250 pracowników	0,0570***	0,0564***	0,0314**	0,0308**
OWN	>250 pracowników	0,1241***	0,1215***	0,0971***	0,0954***
	sektor publiczny	0,0039	0,0059	0,0338***	0,0342***
WOR	mniej niż 20 godz. tygodniowo	-0,5795***	-0,5780***	–	–
	od 21 do 40 godz. tygodniowo	-0,2017***	-0,1980***	–	–
	więcej niż 40 godz. tygodniowo	0,1042***	0,1045***	–	–
SEC	rolnictwo	4,7467***	4,7777***	0,9823***	1,0033***
	przemysł	4,8230***	4,8591***	1,0372***	1,0588***
	usługi	4,7641***	4,7989***	1,0006***	1,0222***
OCU	kierownicy	0,4288***	0,4268***	0,3871***	0,3858***
	specjaliści	0,3168***	0,3124***	0,3374***	0,3364***
	technicy	0,1924***	0,1891***	0,1599***	0,1591***
	urzędnicy	0,0791***	0,0784***	0,0290	0,0292
	sprzedaż i usługi	0,0344*	0,0327	-0,0382**	-0,0399**
	rolnicy, rybacy etc.	0,0737	0,0808	0,0112	0,0188
	pracownicy wykwalifikowani	0,0767***	0,0746***	0,0421***	0,0406***
	pracownicy niewykwalifikowani	-0,0880***	-0,0913***	-0,1192***	-0,1196***
NUM	liczba osób w gospodarstwie	0,0218***	–	-0,0121***	–
	liczba dzieci do 5 lat	–	0,0207**	–	0,0081
	liczba dzieci w wieku 6–15 lat	–	0,0015	–	-0,0083
	liczba dzieci w wieku 16–18 lat	–	-0,0513***	–	-0,0345***
	liczba osób powyżej 65 lat	-0,0156	0,0067	0,0143***	-0,0003
	liczba niepracujących dzieci	-0,0245***	–	0,0202**	–
	liczba pracujących	–	-0,0095	–	-0,0471***
$R^2$ skorygowany		0,997	0,997	0,977	0,977

U w a g a. Poziom istotności: \*  $\alpha = 0,1$ , \*\*  $\alpha = 0,05$ , \*\*\*  $\alpha = 0,001$ .

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

**TABLICA 3. OCENY ESTYMATORÓW PARAMETRÓW:  
MODELE OSZACOWANE DLA MĘŻCZYZN**

Zmienne objaśniane		Dochody miesięczne		Place godzinowe	
		MM1	MM2	MM1	MM2
AGE	wiek	0,0292***	0,0297***	0,0228***	0,0232***
	kwadrat wieku	-0,0004***	-0,0004***	-0,0003***	-0,0003***
REL	głowa rodziny	0,0865***	0,0852***	0,0833***	0,0824***
MAR	pozostający w związku	0,1039***	0,1006***	0,1003***	0,0996***
RES	miasto powyżej 100 tys. mieszkańców	0,0752***	0,0730***	0,0722***	0,0693***
	miasto 50–100 tys.	0,0343	0,0325	0,0362	0,0338
	miasto 10–50 tys.	-0,0200	-0,0219	-0,0197	-0,0219
	miasto 5–10 tys.	-0,0802**	-0,0840***	-0,0801**	-0,0838***
EDU	miasto 2–5 tys.	-0,0543	-0,0559*	-0,0598*	-0,0609*
	wykształcenie wyższe powyżej doktoratu	0,5771***	0,5738***	0,5019***	0,4999***
	wykształcenie wyższe	0,2189***	0,2145***	0,2286***	0,2246***
	wykształcenie pomaturalne	0,0795*	0,0767*	0,0482	0,0462
SIZ	wykształcenie średnie	0,0900***	0,0881***	0,0930***	0,0910***
	wykształcenie podstawowe i gimnazjalne	-0,1140***	-0,1091***	-0,1125***	-0,1077***
	≤10 pracowników	-0,0970***	-0,0994***	-0,0995***	-0,1015***
	11–19 pracowników	-0,0761***	-0,0771***	-0,0762***	-0,0771***
OWN	50–100 pracowników	0,0227	0,0196	0,0193	0,0166
	101–250 pracowników	0,0621***	0,0607***	0,0691***	0,0676***
	>250 pracowników	0,1182***	0,1155***	0,1353***	0,1326***
	sektor publiczny	0,0206	0,0212	0,0341**	0,0347**
WOR	mniej niż 20 godz. tygodniowo	-0,7770***	-0,7739***	–	–
	od 21 do 40 godz. tygodniowo	-0,3623***	-0,3616***	–	–
	więcej niż 40 godz. tygodniowo	0,1251***	0,1250***	–	–
SEC	rolnictwo	6,5701***	6,5584***	1,5876***	1,5850***
	przemysł	6,5907***	6,5803***	1,6055***	1,6038***
	usługi	6,5568***	6,5477***	1,5681***	1,5676***
OCU	kierownicy	0,3703***	0,3703***	0,3672***	0,3667***
	specjaliści	0,2789***	0,2800***	0,3052***	0,3061***
	technicy	0,1584***	0,1586***	0,1614***	0,1617***
	urzędnicy	-0,0442	-0,0452	-0,0390	-0,0395
	sprzedaż i usługi	-0,0844***	-0,0864***	-0,0988***	-0,1011***
	rolnicy, rybacy etc.	-0,0799	-0,0745	-0,0835	-0,0788
	pracownicy wykwalifikowani	0,0388**	0,0363**	0,0280*	0,0258
	pracownicy niewykwalifikowani	-0,1487***	-0,1514***	-0,1427***	-0,1451***
NUM	liczba osób w gospodarstwie	-0,0005	–	-0,0002	–
	liczba dzieci w wieku do 5 lat	–	0,0035	–	-0,0006
	liczba dzieci w wieku 6–15 lat	–	-0,0073	–	-0,0120
	liczba dzieci w wieku 16–18 lat	–	-0,0289**	–	-0,0250**
	liczba osób powyżej 65 lat	-0,0028	-0,0035	-0,0007	-0,0004
	liczba niepracujących dzieci	-0,0067	–	-0,0063	–
	liczba pracujących	–	-0,0567**	–	-0,0467**
$R^2$ skorygowany		0,444	0,446	0,371	0,373

U w a g a. Jak przy tabl. 2.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

**TABLICA 4. OCENY ESTYMATORÓW PARAMETRÓW: MODELE OSZACOWANE DLA KOBIEC**

Zmienne objaśniane		Dochody miesięczne		Płace godzinowe	
		MW1	MW2	MW1	MW2
AGE	wiek	0,1439***	0,1463***	0,0448***	0,0458***
	kwadrat wieku	-0,0016***	-0,0017***	-0,0005***	-0,0005***
REL	głowa rodziny	0,0661***	0,0590***	0,0557***	0,0563***
MAR	pozostający w związku	-0,0600***	-0,0444***	0,0423***	0,0408***
RES	miasto powyżej 100 tys. mieszkańców	0,1250***	0,1118***	0,0783***	0,0757***
	miasto 50–100 tys.	0,0464*	0,0293	0,0066	0,0018
	miasto 10–50 tys.	0,0555***	0,0435**	0,0064	0,0042
	miasto 5–10 tys.	-0,0555	-0,0652*	-0,0818***	-0,0826***
EDU	miasto 2–5 tys.	0,1043**	0,0955**	0,0648*	0,0650*
	wykształcenie wyższe powyżej doktoratu	0,6859***	0,6673***	0,4781***	0,4669***
	wykształcenie wyższe	0,4084***	0,4011***	0,3380***	0,3307***
	wykształcenie pomaturalne	0,1521***	0,1539***	0,0909***	0,0876***
SIZ	wykształcenie średnie	0,1883***	0,1881***	0,1028***	0,1017***
	wykształcenie podstawowe i gimnazjalne	-0,0212	-0,0117	-0,0761***	-0,0701***
	≤10 pracowników	-0,0245	-0,0206	-0,0876***	-0,0868***
	11–19 pracowników	0,0404*	0,0406*	-0,0125	-0,0129
	50–100 pracowników	0,0515**	0,0505**	0,0030	0,0021
OWN	101–250 pracowników	0,0479*	0,0481**	-0,0085	-0,0084
	>250 pracowników	0,1125***	0,1118***	0,0502**	0,0491**
	sektor publiczny	-0,0178	-0,0151	0,0156	0,0182
WOR	mniej niż 20 godz. tygodniowo	-0,5182***	-0,5175***	–	–
	od 21 do 40 godz. tygodniowo	-0,1477***	-0,1405***	–	–
	więcej niż 40 godz. tygodniowo	0,0594**	0,0607***	–	–
SEC	rolnictwo	3,5420***	3,5833***	0,6806***	0,6631***
	przemysł	3,6946***	3,7417***	0,8006***	0,7863***
	usługi	3,5733***	3,6174***	0,7523***	0,7362***
OCU	kierownicy	0,6458***	0,6487***	0,4919***	0,4941***
	specjaliści	0,5072***	0,5013***	0,4433***	0,4449***
	technicy	0,3959***	0,3932***	0,2567***	0,2568***
	urzędnicy	0,3329***	0,3294***	0,1668***	0,1668***
	sprzedaż i usługi	0,2867***	0,2857***	0,0909***	0,0901***
	rolnicy, rybacy etc.	0,6532***	0,6901***	0,5303***	0,5395***
	pracownicy wykwalifikowani	0,2270***	0,2245***	0,1252***	0,1231***
	pracownicy niewykwalifikowani	0,1184***	0,1178***	-0,0076	-0,0090
NUM	liczba osób w gospodarstwie	0,0345***	–	-0,0011	–
	liczba dzieci do 5 lat	–	0,0132	–	0,0033
	liczba dzieci w wieku 6–15 lat	–	0,0058	–	-0,0021
	liczba dzieci w wieku 16–18 lat	–	-0,0717***	–	-0,0441***
	liczba osób powyżej 65 lat	-0,0071	0,0264*	0,0042	0,0028
	liczba niepracujących dzieci	-0,0373***	–	-0,0041	–
	liczba pracujących	–	0,0204	–	-0,0489**
	R <sup>2</sup> skorygowany	0,997	0,997	0,978	0,978

U w a g a. Jak przy tabl. 2.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Należy zauważyć, że we wcześniejszych badaniach szacowano, na podstawie danych BAEL 2009Q1, modele wynagrodzeń miesięcznych o mniejszej liczbie zmiennych, tzn. bez uwzględnienia formy zatrudnienia i zmiennych opisujących strukturę gospodarstw domowych (Witkowska, 2012, 2013). Porównując otrzymane wówczas wyniki z zaprezentowanymi w tabl. 2–4, należy stwierdzić, że uzyskano zgodność ocen parametrów w odniesieniu do zmiennych wspólnych w porównywanych modelach<sup>8</sup>.

Z punktu widzenia założonego celu badania istotne są zmienne opisujące strukturę gospodarstw domowych. Warto w tym miejscu przyrzeć się zmiennej opisującej stan cywilny, która we wszystkich modelach wyjaśniających płace godzinowe ma zawsze istotnie dodatni wpływ na płace. Natomiast w modelach objaśniających wynagrodzenia miesięczne zmienna ta odznacza się nie tylko zróżnicowaną siłą, lecz także odmiennym kierunkiem oddziaływania w przypadku modeli szacowanych na próbie kobiet (istotnie ujemny wpływ) i mężczyzn (wpływ istotnie dodatni). Innymi słowy, zamężne kobiety miesięcznie zarabiają istotnie mniej niż niezamężne. Oznaczać to może, że mając dodatkowe obowiązki rodzinne, ograniczają one czas pracy zawodowej, a jeśli decydują się na pracę zarobkową, to wybierają tę o wyższej płacy za godzinę.

W modelach szacowanych dla mężczyzn (tabl. 3) zmienne opisujące strukturę gospodarstwa w większości przypadków nie odgrywają istotnej roli. Jedynymi, które istotnie wpływają na obniżenie płac, są: liczba osób zatrudnionych ( $x''_{7i}$ ) oraz liczba dzieci w wieku 16–18 lat ( $x''_{6i}$ ). Ta ostatnia zmienna w identyczny sposób oddziałuje na płace w pozostałych czterech modelach, w których występuje. Natomiast liczba osób świadczących pracę zarobkową ma w pozostałych modelach (tj. *MT* i *MW*) istotnie ujemny wpływ jedynie na płace godzinowe, ale jest nieistotna, jeśli model opisuje dochody miesięczne.

Z kolei liczba osób w gospodarstwie domowym ma istotnie dodatni wpływ na dochody miesięczne w modelu uwzględniającym wszystkich respondentów oraz kobiety (tabl. 2 i 4), ale istotnie ujemny, jeśli model opisuje płace godzinowe w całej próbie. Wyniki te można zinterpretować jako sytuację, w której większa liczba osób w rodzinie umożliwia zwiększenie czasu pracy zawodowej i nie wymaga poszukiwania lepiej płatnych zajęć.

**TABLICA 5. OCENY ESTYMATORÓW PARAMETRÓW: MODELE OSZACOWANE DLA KOBIEC W WIEKU 25–54 LAT**

Zmienne objaśniające		Warianty modeli			
		<i>MWW1</i>	<i>MWW2</i>	<i>MWW3</i>	<i>MWW4</i>
		Dochody miesięczne			
<i>AGE</i>	wiek	0,2290***	0,2318***	0,2318***	0,2293***
	kwadrat wieku	-0,0027***	-0,0028***	-0,0028***	-0,0027***
<i>REL</i>	głowa rodziny	0,0510***	0,0465***	0,0463***	0,0424***
<i>MAR</i>	pozostający w związku	-0,0402**	-0,0237	-0,0242	-0,0247

<sup>8</sup> Można tutaj przytoczyć przykładowo oceny estymatorów parametrów stojących przy zmiennych określających branże gospodarki, których wartości w porównywalnych modelach są zbliżone i informują, że wynagrodzenia w rolnictwie, przemyśle i usługach są istotnie większe niż w kategorii „inne”.

**TABLICA 5. OCENY ESTYMATORÓW PARAMETRÓW: MODELE OSZACOWANE DLA KOBIET W WIEKU 25–54 LAT (dok.)**

Zmienne objaśniające		Warianty modeli			
		MWW1	MWW2	MWW3	MWW4
		Dochody miesięczne			
RES	miasto powyżej 100 tys. mieszkańców	0,1090***	0,1016***	0,1008***	0,0986***
	miasto 50–100 tys.	0,0310	0,0172	0,0164	0,0193
	miasto 10–50 tys.	0,0462**	0,0376**	0,0372**	0,0379**
	miasto 5–10 tys.	-0,0366	-0,0461	-0,0461	-0,0427
	miasto 2–5 tys.	0,0889**	0,0807**	0,0813**	0,0828**
EDU	wykształcenie wyższe powyżej doktoratu	0,3086***	0,2937**	0,2927**	0,3127***
	wykształcenie wyższe	0,3857***	0,3815***	0,3809***	0,3866***
	wykształcenie pomaturalne	0,1411***	0,1440***	0,1432***	0,1441***
	wykształcenie średnie	0,1171***	0,1173***	0,1170***	0,1170***
	wykształcenie podstawowe i gimnazjalne	0,0274	0,0316	0,0317	0,0276
SIZ	≤10 pracowników	-0,0398*	-0,0350	-0,0350	-0,0347
	11–19 pracowników	0,0137	0,0144	0,0143	0,0144
	50–100 pracowników	0,0333	0,0311	0,0314	0,0338
	101–250 pracowników	0,0358	0,0354	0,0356	0,0367
	>250 pracowników	0,0963***	0,0946***	0,0945***	0,0978***
OWN	sektor publiczny	-0,0188	-0,0160	-0,0159	-0,0184
WOR	mniej niż 20 godz. tygodniowo	-0,4326***	-0,4356***	-0,4358***	-0,4315***
	od 21 do 40 godz. tygodniowo	-0,1699***	-0,1654***	-0,1655***	-0,1686***
	więcej niż 40 godz. tygodniowo	0,0578***	0,0593***	0,0592***	0,0572***
SEC	rolnictwo	2,1015***	2,1101***	2,1095***	2,1746***
	przemysł	2,1644***	2,1772***	2,1766***	2,2401***
	usługi	2,0764***	2,0868***	2,0859***	2,1502***
OCU	kierownicy	0,5542***	0,5567***	0,5569***	0,5541***
	specjaliści	0,4457***	0,4402***	0,4404***	0,4392***
	technicy	0,3619***	0,3588***	0,3588***	0,3597***
	urzędnicy	0,2980***	0,2943***	0,2946***	0,2977***
	sprzedaż i usługi	0,2013***	0,1993***	0,1993***	0,2015***
	rolnicy, rybacy etc.	0,5670***	0,6030***	0,6021***	0,5798***
	pracownicy wykwalifikowani	0,1587***	0,1581***	0,1578***	0,1566***
	pracownicy niewykwalifikowani	0,0426	0,0398	0,0405	0,0468
NUM	liczba osób w gospodarstwie	0,0347***	–	–	–
	liczba dzieci do 5 lat	–	0,0079	0,0082	–
	liczba dzieci w wieku 6–15 lat	–	-0,0003	-0,0001	–
	liczba dzieci w wieku 16–18 lat	–	-0,0890***	-0,0892***	–
	liczba osób powyżej 65 lat	-0,0657***	-0,0296**	-0,0298**	-0,0298**
	liczba niepracujących dzieci	-0,0544***	–	–	-0,0180***
	liczba pracujących	–	0,0177	–	–
	R <sup>2</sup> skorygowany	0,979	0,979	0,979	0,979

U w a g a. Jak przy tabl. 2.

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Podobna sytuacja, ale o przeciwnym kierunku, ma miejsce w przypadku zmiennej wyrażającej liczbę niepracujących dzieci w rodzinie. W modelach oszacowanych dla wynagrodzeń miesięcznych kobiet i wszystkich responden-

tów wzrost liczby niepracujących dzieci przyczynia się do istotnego obniżenia dochodów miesięcznych respondentów. Przy czym w przypadku modelu płac godzinowych oszacowanego dla całej próby zmienna ta oddziałuje w sposób istotny i dodatni. Wydaje się zatem, że osoby sprawujące opiekę poszukują lepiej płatnej pracy. Jeśli liczbę nieletnich dzieci podzielić na trzy grupy wiekowe, to symptomem występowania zjawiska *motherhood penalty* są istotnie ujemne wartości ocen estymatorów parametrów stojących przy zmiennej reprezentującej liczbę dzieci w wieku 16–18 lat we wszystkich modelach. Natomiast pozostałe zmienne nie odgrywają istotnej roli, z wyjątkiem modelu opisującego dochody miesięczne wszystkich respondentów, w którym przyczynia się do ich wzrostu.

W przypadku zmiennej dotyczącej liczby osób starszych jedynym istotnym oddziaływaniem jest potencjalny wzrost płac godzinowych dla modelu oszacowanego na podstawie wszystkich danych. Nie można zatem stwierdzić, jak miało to miejsce w przytoczonej literaturze, obniżania się dochodów miesięcznych w sytuacji opieki nad starszymi krewnymi, a tylko zjawisko poszukiwania lepiej płatnych zajęć. W związku z powyższym modele opisujące dochody miesięczne oszacowano na podstawie próby kobiet w wieku 25–54 lat, uwzględniając dwie dodatkowe specyfikacje modelu. W tych modelach (tabl. 5) widoczny jest efekt utraty dochodów w przypadku obecności w rodzinie zarówno osób starszych, jak i niepracujących dzieci, co może świadczyć o istnieniu zjawiska *care penalty* wśród pracujących kobiet w tym przedziale wiekowym, przy czym nie stwierdzono zmniejszenia się płac godzinowych w tej grupie wiekowej.

## 5. PODSUMOWANIE

Celem badania była *de facto* próba sprawdzenia, czy wśród polskich pracowników występuje zjawisko obniżania się dochodów opiekunów niepracujących dzieci i starszych krewnych. W badaniach pominięto sytuację, w której obowiązki opiekuńcze sprawowane są przez osoby niepracujące zarobkowo. Założono również, że opiekunowie zamieszkują wspólnie z osobami wymagającymi opieki. Analiza modeli dochodów miesięcznych i płac godzinowych, oszacowanych na podstawie zdefiniowanych prób estymacyjnych, pozwala wnioskować, że:

1. większość zmiennych uwzględnionych w omawianych modelach ma statystycznie istotny wpływ na dochody i płace, jednak w przypadku modeli szacowanych dla mężczyzn ich lista nie jest satysfakcjonująca;
2. oceny parametrów przy zmiennych reprezentujących cechy pracowników i miejsc pracy w modelach opisujących płace miesięczne są zgodne z wcześniejszymi badaniami (Witkowska, 2012, 2013), w których nie uwzględniono sytuacji rodzinnej respondentów;
3. uwzględnienie w modelach dodatkowych zmiennych opisujących strukturę gospodarstw domowych potwierdza występowanie zjawisk *motherhood penalty* i *eldercare penalty*.

Stwierdzono ponadto, że obniżka dochodów opiekunów, w szczególności opiekunów osób starszych, dotyka kobiet w wieku 25–54 lat. Wydaje się to zatem potwierdzać występowanie w Polsce tradycyjnego modelu rodziny, w którym funkcję opiekunów, godzących obowiązki opiekuńcze z pracą zarobkową, pełnią głównie kobiety. W konsekwencji to kobiety najczęściej poświęcają karierę zawodową dla opieki nad dziećmi oraz starszymi krewnymi wymagającymi opieki, co potwierdza wnioski pochodzące z innych badań (Czapiński i Panek, 2012; Założenia Długofalowej Polityki Senioralnej w Polsce na lata 2014–2020).

## LITERATURA

- Angelov N., Johansson P., Lindahl E., (2013), Is the Persistent Gender Gap in Income and Wages Due to Unequal Family Responsibilities?, *IZA Discussion Papers*, No. 7181.
- Anderson D. J., Binder M., Krause K., (2003), The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort, and Work Schedule Flexibility, *Industrial and Labor Relations Review*, 56, 273–294.
- Brody E. M., Schoonover C. B., (1986), Patterns of Parent-Care When Adult Daughters Work and When They Do Not, *The Gerontologist*, 26(4), 372–381.
- Budig M. J., England P., (2001), The Wage Penalty for Motherhood, *American Sociological Review*, 66, 204–225.
- Budig M. J., Hodges M. J., (2010), Differences in Disadvantage: Variation in the Motherhood Penalty Across White Women's Earnings Distribution, *American Sociological Review*, 75(5).
- Business Insider Polska, (2018), Szokujące dane GUS. Aktywność zawodowa kobiet jest najniższa od 19 lat. „500 plus do poprawki”, 26.02.2018, <https://businessinsider.com.pl/twoje-pieniadze/praca/aktywnosc-zawodowa-polakow-gus-a-500-plus-program-do-poprawki/3pye7t5>.
- Correll S. J., Benard S., Paik I., (2007), Getting a job: Is there a motherhood penalty?, *American Journal of Sociology*, 112(5), 1297–1338.
- Couch K. A., Daly M. C., Wolf D. A., (1999), Time? Money? Both? The Allocation of Resources to Older Parents, *Demography*, 36(2), 219–232.
- Cukrowska E., (2011), *Investigating the motherhood penalty in a post-communist economy: evidence from Poland*, master thesis prepared under supervision of Álmos Telegdy, Central European University, Budapest.
- Cukrowska-Torzewska E., (2015), She cares and he earns? The family gap in Poland, *Ekonomia*, 42, 43–47.
- Cukrowska-Torzewska E., Lovasz A., (2016), Are children driving the gender wage gap? Comparative evidence from Poland and Hungary, *The Economics of Transition*, 24(2), 259–297.
- Cukrowska-Torzewska E., Lovasz A., (2017), The Impact of Parenthood on the Gender Wage Gap – a Comparative Analysis of European Countries and Family Policies, *Budapest Working Papers on the Labour Market*, BWP-2017/15.
- Czapiński J., Panek T. (red.), (2012), *Diagnoza społeczna 2011. Warunki i jakość życia Polaków*, Rada Monitoringu Społecznego, Warszawa.
- Davies R., Pierre G., (2005), The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-Country Study, *Labour Economics*, 12, 469–486.
- England P., (2005), Gender Inequality in Labor Markets: The Role of Motherhood and Segregation, *Social Politics*, 12, 264–288.

- Gangl M., Ziefle A., (2009), Motherhood, Labor Force Behavior, and Women's Careers: An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain, Germany and the United States, *Demography*, 46, 341–94.
- Gehring A., Klasen S., Witkowska D., (2014), Labour Force Participation and Family Policies in Europe: An Empirical Study, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 15(1), 37–49.
- Grajek M., (2003), Gender pay gap in Poland. *Economics of Planning*, 36(1), 23–44.
- Heitmueller A., Inglis K., (2004), Carefree? Participation and Pay Differentials for Informal Carers in Britain, *IZA Discussion Paper*, No. 1273, Bonn.
- Jaumotte F., (2004), Labour force participation of women: Empirical evidence on the role of policy and other determinants in OECD countries, *OECD Economic Studies*, 37, 2003/2, 51–108.
- Johnson R. W., Lo Sasso A. T., (2000), The trade-off between hours of paid employment and time assistance to elderly parents at midlife, The Urban Institute, Washington DC, <https://www.urban.org/sites/default/files/publication/62491/409366-the-trade-off-between-hours-of-paid-employment-and-time-assistance-to-elderly-parents-at-midlife.pdf>.
- Johnson R. W., Lo Sasso A. L., (2006), The impact of elder care on women's labor supply, *Inquiry*, 43, 195–210.
- Kaszubowski M., (2013), Modele płac typu Mincera na przykładzie pracowników naukowo-dydaktycznych polskich wyższych uczelni publicznych, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 14(3), 39–50.
- Keane M. P., Prasad E. S., (2006), Changes in structure of earnings during the Polish transition, *Journal of Development Economics*, 80, 389–427.
- Kompa K., Witkowska D., (2018), Factors affecting men's and women's earnings in Poland, *Economic Research*, 31(1), 252–269.
- Majchrowska A., Roszkowska S., (2013), Czy wykształcenie i doświadczenie zawodowe mają znaczenie? Wyniki równania Mincera dla Polski, *Roczniki Kolegium Analiz Ekonomicznych*, 30, 235–253.
- Matuszewska-Janica A., Witkowska D., (2013), Zróżnicowanie płac ze względu na płeć: zastosowanie drzew klasyfikacyjnych, *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu – Taksonomia*, 279(21), 58–66.
- Mincer J., (1958), Investment in Human Capital and Personal Income Distribution, *Journal of Political Economy*, 66, 281–302.
- Mincer J., (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia University Press, New York.
- Montero J. M., Fernandes-Aviles G., Medina M. A., (2014), Using dissimilarity index for analyzing gender equity in childcare activities in Spain, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 15(1), 133–141.
- Muurinen J. M., (1986), The Economics of Informal Care: Labor Market Effects in the National Hospice Study, *Medical Care*, 24(11), 1007–1017.
- Napari S., (2010), Is There a Motherhood Wage Penalty in the Finish Private Sector?, *Labour*, 24(1), 55–73.
- Newell A., Socha M. W., (2007), The Polish Wage Inequality Explosion, *The Economics of Transition*, 15(4), 733–758.
- Niedużak M. S., (2014), Dyspersja płac – zastosowanie równania Mincera dla różnych grup zawodowych w Polsce, *Zarządzanie. Teoria i Praktyka*, 2(10), 55–59.
- Roszkowska S., Majchrowska A., (2014), *Premia z wykształcenia i doświadczenia zawodowego według płci w Polsce*, Materiały i Studia nr 302, Instytut Ekonomiczny NBP, Warszawa.
- Simonsen M., Skipper L., (2006), The costs of motherhood: an analysis using matching estimators, *Journal of Applied Econometrics*, 21(7), 919–934.



- Soldo B. J., Hill M. S., (1995), Family Structure and Transfer Measures in the Health and Retirement Study, *Journal of Human Resources*, Special Issue, 108–137.
- Stone R. I., Short P. F., (1990), The Competing Demands of Employment and Informal Caregiving to Disabled Elders, *Medical Care*, 28(6), 513–526.
- Strawiński P., (2006), Zwrot z inwestycji w wyższe wykształcenie, *Ekonomista*, 6, 805–821.
- Strawiński P., (2015), Krzyżowe porównanie danych o wynagrodzeniach z polskich badań przekrojowych, *Bank i Kredyt*, 46(5), 433–462.
- Synak B., (1989), Formal care for elderly people in Poland, *Journal of Cross-Cultural Gerontology*, 4(2), 107–127.
- Śliwicki D., (2012), Czynniki determinujące poziom wynagrodzenia, *Wiadomości Statystyczne*, 10, 1–15.
- Śliwicki D., Ryczkowski M., (2014), Gender Pay Gap in the micro level – case of Poland. *Quantitative Methods in Economics*, 15(1), 159–173.
- Viitaten T. K., (2007), Informal and formal care in Europe, *Sheffield Economic Research Paper Series*, SERP No. 2007010.
- Viitaten T. K., (2010), Informal Elderly Care and Women's Labour Force Participation across Europe: Estimates from the European Community Household Panel, *Economic Analysis and Policy*, 53(2), 127–138.
- Weichselbaumer D., Winter-Ebmer R., (2005), A meta-analysis of the international gender wage gap, *Journal of Economic Surveys*, 19(3), 479–511.
- Witkowska D., (2012), Wage Disparities in Poland: Econometric Models of Wages, *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 13(2), 115–124.
- Witkowska D., (2013), Gender Disparities in the Labor Market in the EU, *International Advances in Economic Research*, 19(4), 331–354.
- Witkowska D., Matuszewska-Janica A., (2016), Men and women wage differences in Germany and Poland, *International Journal of Science, Innovation and New Technology*, 1(16), 17–24.
- Witkowska D., Kompa K., Matuszewska-Janica A., (2019), *Sytuacja kobiet na rynku pracy. Wybrane aspekty*, Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego, Łódź.
- Wolf D. A., Soldo B. J., (1994), Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents, *Journal of Human Resources*, 29(3), 1259–1276.
- Zharikova I., (2006), *Studying the "Motherhood Penalty" for Russia in Transition*, Central European University Department of Economics, Master Thesis Collection.