

LESZEK MORAWSKI*
OLGA PILIPCZUK**

Macierzyństwo a stawki płac kobiet w Polsce¹

Wprowadzenie

Niski poziom dzietności oraz rosnący udział dochodów kobiet w budżetach gospodarstw domowych skłaniają coraz większą liczbę badaczy do dyskusji nad przyczynami i konsekwencjami różnic w zarobkach matek i kobiet bezdzietnych. Określenie skali tego zjawiska oraz zrozumienie jego przyczyn jest konieczne dla podejmowania skutecznych działań ograniczających płacowe koszty macierzyństwa.

Wiedza o związkach między macierzyństwem a płacami jest szczególnie cenna w przypadku Polski, w której współczynnik dzietności w 2010 r. wyniósł tylko 1,38, co było wartością zbliżoną do wartości w Hiszpanii, na Malcie i w Niemczech. Niższe wartości niż w Polsce odnotowano jedynie na Litwie (1,17), Węgrzech (1,25), w Rumunii (1,33) i Portugalii (1,36), najwyższe zaś – we Francji (2,03), Wielkiej Brytanii (1,98), Holandii (1,79) oraz krajach skandynawskich (od 1,87 w Danii do 1,98 w Szwecji). Średnia dla krajów Unii Europejskiej wyniosła 1,59 (Bank Światowy 2012). Drugim powodem do niepokoju jest sytuacja kobiet na rynku pracy w Polsce. W 2010 r. wartości stóp zatrudnienia dla kobiet w wieku od 20 do 64 lat – 57,6% – i od 25 do 49 lat – 73,1% – należały do najniższych w Unii Europejskiej.

Zainteresowanie kosztami płacowymi macierzyństwa w Polsce jest uzasadnione również tym, że dotychczasowa wiedza na ten temat jest dosyć uboga i pochodzi głównie z opracowań jakościowych bądź analiz opisowych (np. Kołaczek 2009, s. 2–6, Kurowska 2010, s. 11–18). Badania ilościowe, w których wykorzystuje się

* Dr Leszek Morawski – Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski; e-mail: lmorawski@wne.uw.edu.pl

** Dr Olga Pilipczuk – Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warszawski; e-mail: olga.pilipczuk@gmail.com

¹ Dane z Badania Warunków Życia Ludności (EU-SILC) zostały udostępnione przez Główny Urząd Statystyczny (GUS). Praca powstała w ramach seminarium „Analiza danych indywidualnych z badań gospodarstw domowych” prowadzonego na Wydziale Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego.

dane indywidualne, stanowią, jak dotychczas, wąski margines literatury przedmiotu (Cieciela 2003; Cieciela, Tomaszewski 2004; O’Dorchai 2008, s. 243–267; Matysiak 2009, s. 235–276). Wydaje się, że jedną z głównych przyczyn tego stanu rzeczy jest brak danych umożliwiających takie analizy. Dlatego warto jest sięgnąć po Europejskie Badanie Dochodów i Warunków Życia (EU-SILC), realizowane od 2005 r. przez Główny Urząd Statystyczny (GUS), będące jedynym dużym panelem dochodowym dla gospodarstw domowych realizowanych obecnie w Polsce. Zaletą EU-SILC jest realizowanie badania na zlecenie i zgodnie z metodologią Eurostatu, co pozwala wierzyć w dobrą jakość danych.

W celu zbadania relacji między macierzyństwem (rozumianym jako obecność w gospodarstwie dziecka na utrzymaniu) a stawką godzinową płac matki, posłużyliśmy się danymi z tego panelu dla lat 2005–2008, zawierającego dane dochodowe z lat 2004–2007. Zgodnie z naszą wiedzą wyniki przedstawione w niniejszej pracy są pierwszymi rezultatami uzyskanymi na podstawie tych danych i równocześnie należą do nielicznych przykładów wykorzystania danych panelowych do analizy kosztów macierzyństwa w Polsce. Wprawdzie Cieciela (2003) oraz Cieciela i Tomaszewski (2004) także posługiwali się tego rodzaju danymi, jednak ich prace wykorzystywały panel CHER, zbudowany na podstawie Badania Budżetów Gospodarstw Domowych, prowadzonego z myślą o analizach przekrojowych (Cieciela, Pęczkowski 2001). Przykładem badania wykorzystującego EU-SILC dla Polski jest natomiast: O’Dorchai (2008). Do porównania wpływu macierzyństwa na płace w krajach UE wykorzystano w nim wyłącznie przekrojowe dane z 2005 r., a uzyskane wyniki dotyczące Polski są na tyle zaskakujące, że powinno się je traktować ze szczególną ostrożnością.

W kontekście badań ilościowych dotyczących relacji między rynkiem pracy a macierzyństwem bardzo interesująca jest praca: Matysiak (2009, s. 235–276), w której na podstawie retrospektywnych informacji z badania ankietowego *Employment, Family and Education Survey* pokazano dodatni wpływ posiadania pracy na podejmowanie decyzji o posiadaniu dzieci w Polsce. Otrzymany wynik sugeruje, że macierzyństwo może być skutkiem, a nie przyczyną sytuacji kobiet na rynku pracy. Uzyskane przez nas rezultaty potwierdzają takie przypuszczenie, wskazując na dodatni związek między nieobserwowalnymi charakterystykami kobiet, które wpływają na stawkę płac, a decyzją o macierzyństwie. Taki sam kierunek relacji znajdujemy także w badaniach dotyczących Hiszpanii (Fernandez-Kranz i in. 2012) i Ukrainy (Sliusarenko 2007). Wartość oszacowanego przez nas kosztu płacowego liczonego w stosunku do stawki godzinowej brutto – ok. 8% z tytułu pierwszego dziecka i 15% z tytułu trzeciego – jest podobna do wyników dla innych krajów. Wnioski odnoszące się do zróżnicowania tego kosztu w zależności od wieku matki także nie odbiegają od wyników publikowanych w literaturze.

Artykuł składa się z czterech części. W pierwszej omówiono teoretyczne uzasadnienia wpływu liczby dzieci na stawkę płacy oraz wybrane wyniki badań empirycznych. W części drugiej przedstawiono model empiryczny i dane. Trzecia część zawiera prezentację wyników. Całość zamyka podsumowanie.

1. Wpływ macierzyństwa na poziom płac

Negatywny wpływ macierzyństwa na płace uzasadnia się najczęściej dwoma argumentami. Po pierwsze, deprecjacją kapitału ludzkiego, spowodowaną przerwą w aktywności zawodowej, po drugie, mniejszym zaangażowaniem się matek w pracę, wynikającym z konieczności łączenia obowiązków pracowniczych z opieką nad dziećmi. Deprecjacja kapitału ludzkiego jest analizowana zwykle za pomocą wnioskowania o znaczeniu doświadczenia zawodowego (np. Cossa, Heckman, Lochner 2000) oraz o wpływie czasu trwania urlopu macierzyńskiego na wysokość wynagrodzenia (Mincer, Polachneck 1974, s. S76–S108)².

Druga z przyczyn – stopień zaangażowania się w pracę – jest konsekwencją podziału obowiązków w obrębie rodziny wynikającego z doboru osób do małżeństw (Becker 1985, s. 533–558). Silniejsze zaangażowanie się matek niż ojców w opiekę nad dzieckiem zmniejsza ich aktywność zawodową, co jest przyczyną niższej produktywności i płac matek. Empiryczna weryfikacja tej hipotezy jest jednak trudna, gdyż wymaga wykorzystania danych o stopniu angażowania się członków rodziny w pracę zawodową i czynności opiekuńcze³. Innym uzasadnieniem niższych płac, zwracającym uwagę na kwestię wysiłku wkładanego w pracę, są pozapłacowe różnice kompensujące, wynikające z wybierania przez matki miejsc pracy ułatwiających łączenie obowiązków zawodowych z aktywnością opiekuńczą – np. Budig i England (2001, s. 204–225), Fernanda-Kranz i in. (2012), Beblo i in. (2009, s. 11–34).

W literaturze ekonomicznej dominuje przekonanie, że znaczną część zróżnicowania płac między matkami a kobietami bezdzietnymi można wyjaśnić różnicami w wartościach kapitału ludzkiego oraz w preferencjach związanych z karierą zawodową i macierzyństwem. Uwzględnienie w badaniach empirycznych wszystkich czynników wpływających na te zmienne zwykle nie jest możliwe, co sprawia, że pewien zakres zróżnicowania pozostaje niewyjaśniony. Jak pokazuje krótki przegląd badań empirycznych zamieszczony poniżej, szacunki kosztów płacowych macierzyństwa są silnie zróżnicowane.

Według Anderson i in. (2003, s. 273–294) wychowywanie jednego dziecka w USA było związane ze stawką płac niższą średnio o 7%, a dwójki dzieci – o 13% w stosunku do płac kobiet nieposiadających dzieci. Inne szacunki dla USA wynosiły: 7% na każde dziecko (Budig, England 2001) i 9% na dziecko (Gangl, Ziefle 2009, s. 341–369). Szacunki dla Wielkiej Brytanii wskazują na wyższy koszt macierzyństwa – według Waldfogel (1995, s. 584–610) koszt każdego z dzieci to 25%, według Joshi i in. (1999, s. 543–564.) dochodzi on nawet do 33%, a według Gangla i Ziefle (2009, s. 341–369) wynosi 13%. W Niemczech koszt ten wynosi według Gangla i Ziefle (2009, s. 341–369) 18%, a według Ziefle (2008) – 19,4%.

² Jedną z pierwszych prac łączących niższe płace matek z poziomem kapitału ludzkiego jest: Ben-Porath (1967, s. 352–365). Autor wskazuje na możliwość mniejszego inwestowania w kapitał ludzki przez kobiety chcące mieć dzieci, w związku ze spodziewanym przerwaniem kariery zawodowej ze względu na opiekę nad dziećmi.

³ Anderson, Binder i Krause (2002, s. 354–358) jako zmienną opisującą skalę wysiłku wychowawczego przyjęli wiek dziecka i nie znaleźli potwierdzenia zakładanej przez Beckera relacji.

Nie zawsze jednak posiadanie dziecka wiąże się z niższym wynagrodzeniem. Na przykład szacunki Datta Gupta i Smith (2002) wskazują na to, że premia płacowa dla matek w Danii wyniosła 7,8% w przypadku posiadania jednego dziecka i 5,8% przy dwojce lub większej liczbie dzieci. Według Simonsen i Skipper (2006) różnica wynosi 2% z tytułu każdego dziecka.

Badania porównujące różnice płacowe między krajami wskazują na duże zróżnicowanie tego zjawiska. V. Gash, wykorzystując dane ECHP (*European Community Household Panel*), zidentyfikowała największy koszt dla Wielkiej Brytanii – 3,8% oraz dla zachodniej części Niemiec – 2,8% (Gash 2009, s. 569–586). W przypadku Danii, Finlandii i Francji autorka nie stwierdziła występowania istotnej różnicy w płacach, a wyniki dla Holandii wskazały na premię w wysokości 1,7%. W badaniu Davis i Pierre (2005) największy koszt zidentyfikowano także w Wielkiej Brytanii – 12% przy jednym dziecku i 15% przy dwojce dzieci; w Belgii i Hiszpani koszt jednego dziecka oszacowano natomiast na 7%. Na najwyższe premie mogły liczyć matki mieszkające w Danii (9%) i we Włoszech (5%).

Ten zróżnicowany obraz potwierdza wnioski zawarte w pracy: Molina i Montuenga (2009, s. 237–251), gdzie szczególną wagę w analizie przyczyn różnych wysokości płac matek i kobiet bezdzietnych przywiązuje się do rozwiązań instytucjonalnych. W pracy tej objęte badaniem kraje podzielono na trzy grupy, w zależności od skali hojności systemu świadczeń socjalnych z tytułu posiadania dzieci oraz znaczenia rynku w dostarczaniu usług opiekuńczych. W tym podziale USA, Wielka Brytania, Kanada i Australia współtworzą anglo-amerykański model liberalny, o największym znaczeniu rynku. Model kontynentalny, reprezentowany m.in. przez Niemcy i Holandię, cechuje się większym dochodowym wsparciem matek w pierwszym okresie macierzyństwa i – podobnie jak w poprzednim modelu – dużym znaczeniem rynku w dostarczaniu usług opiekuńczych. W modelu skandynawskim – w Szwecji, Norwegii czy Finlandii – udział państwa jest znaczący zarówno w pomocy finansowej po urodzeniu dziecka, jak i w dostarczaniu usług opiekuńczych.

Na tle badań przeprowadzonych w innych krajach wiedza na temat płacowych konsekwencji macierzyństwa w Polsce jest dość uboga. Głównym jej źródłem są prace: Ciecieląg (2003) oraz Ciecieląg i Tomaszewski (2004), wykorzystujące dane przekrojowe z BBGD z 1998 r. oraz panel utworzony na podstawie tego badania (z lat 1994–1996 oraz 1997–2000). Uzyskane wyniki wskazały na koszt płacowy od 15,47% do 25,5%, czyli na dość wysoki poziom w porównaniu z wynikami przedstawionymi powyżej. Wyższe wartości kosztu otrzymano dla danych przekrojowych, co sugeruje negatywną korelację cech nieobserwowalnych, wpływających na płacę i decyzje o posiadaniu dziecka⁴. Pozostałe badania, łączące problematykę macierzyństwa i rynku

⁴ Wyniki drugiego badania ilościowego dla Polski – O’Dorchai (2008, s. 243–267) – wydają się co najmniej dyskusyjne. W analizie tej, przygotowanej na podstawie danych przekrojowych EU-SILC z 2005 r., Polska okazała się jedynym krajem, w którym średnia stawka godzinowa dla kobiet była wyższa niż dla mężczyzn. Różnica ta wyniosła co prawda zaledwie 0,55%, ale w Czechach było to 26,70%, na Węgrzech 17,86%, a we Włoszech 10,18% na korzyść mężczyzn. Różnice płacowe między matkami a kobietami bezdzietnymi w Polsce nie odbiegały od wyników w innych krajach, aczkolwiek Polska znalazła się w dość licznej grupie

pracy, dotyczą głównie wpływu posiadania dzieci na aktywność zawodową kobiet (np. Kotowska, Sztanderska, Wóycicka 2007; Kotowska 2007, s. 13–19).

2. Model i dane

Predykcje teorii kapitału ludzkiego stanowią podstawę dla specyfikacji równania logarytmu stawki płac brutto estymowanego w niniejszej pracy. Wartość zmiennej objaśnianej uzależniono od wartości zasobu kapitału ludzkiego – HC , przy równoczesnym kontrolowaniu cech zatrudnienia – JC , charakterystyk gospodarstwa domowego – MS , zróżnicowania regionalnego i roku badania – C (patrz: Livermore, Rodgers, Siminski 2011, s. 80–91). Równanie ma postać:

$$w_{it} = \mu + (\alpha_1 \cdot D_{1it} + \alpha_2 \cdot D_{2it} + \alpha_3 \cdot D_{3it}) + \gamma_1 HC_{it} + \gamma_2 JC_{it} + \gamma_3 MS_{it} + \gamma_4 C_t + u_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

gdzie w_i to logarytm naturalny godzinowej stawki płac brutto osoby i w czasie t , zmienna D_{1it} przyjmuje wartość 1 dla osoby opiekującej się pierwszym dzieckiem w czasie t , a zmienne D_{2it} i D_{3it} zdefiniowane są analogicznie i informują o drugim oraz trzecim dziecku w rodzinie osoby i . Celem analizy jest oszacowanie parametrów α_j , mierzących wpływ kolejnego dziecka na godzinową stawkę płac.

Składnik losowy modelu składa się z dwóch elementów. Czynniki u_i zawiera zmienne stałe w czasie, ale zróżnicowane między osobami, natomiast ε_{it} te, które są zmienne zarówno w czasie, jak i między osobami. Zakładamy, że oba składniki są od siebie niezależne. Losowy efekt indywidualny u_i różnicuje osoby pod względem ich preferencji w stosunku do wyboru między macierzyństwem a płacą i może być interpretowany jako wynik zachowań określanych mianem „zorientowania na karierę zawodową”. Na wartości u_i można też patrzeć jako na zbiór czynników określających produktywność osoby, która nie jest opisywana przez zmienne obserwowalne w modelu: wiek, wykształcenie, doświadczenie zawodowe itp. Takimi „ukrytymi” cechami mogą być: rzetelność, dokładność czy też łatwość komunikowania się ze współpracownikami.

Jeżeli wartości składnika u_i są skorelowane z liczbą dzieci, to estymatory MNK będą dawać niezgodne oceny parametrów α_j . Możliwość wystąpienia takiego problemu wynika z dwóch przyczyn. Po pierwsze, prawdziwa może być relacja, w której to płace określają macierzyństwo, a nie odwrotny związek przyczynowo-skutkowy postulowany przez model. Taka sytuacja może zaistnieć, jeżeli kobiety rezygnują z posiadania dzieci ze względu na oczekiwanie wysokich płac (Angrist, Evans 1998, s. 450–477). Po drugie, dyskutowana korelacja może być uzasadniona niższym kosztem alternatywnym macierzyństwa, ponoszonym przez osoby charakteryzujące się gorszymi, nieobserwowalnymi cechami płacowymi.

krajów, w których stawka płac dla matek była wyższa. Do tej grupy należały: Estonia (premia 12,4%), Luksemburg (5,23%), Wielka Brytania (3,31%), Holandia (2,76%), Włochy (2,47%), Węgry (1,49%), Grecja (0,78%), Polska (0,65%) i Dania (0,29%).

Jeżeli efekt indywidualny jest negatywnie skorelowany z dietnością, to wartości estymatorów MNK będą przeszacowywać potencjalny wpływ liczby dzieci na płacę. Pozytywna korelacja będzie prowadzić za to do niedoszacowania badanego efektu. Dodatnią korelację można uzasadnić oczekiwaniami wysokich kosztów opieki nad dzieckiem w pierwszym okresie macierzyństwa lub przewidywaną utratą pracy w konsekwencji jego urodzenia. Problem braku zgodności estymatorów MNK, wynikający z korelacji między zmienną niezależną a nieobserwowalnym efektem losowym, można usunąć, dysponując danymi panelowymi i korzystając z estymatora efektów stałych (FE), szacując równanie o postaci:

$$(w_{it} - \bar{w}_{it}) = \sum_{k=1}^3 \alpha_k (D_{it} - \bar{D}_{it}) + \gamma_1 (HC_{it} - \overline{HC}_{it}) + \gamma_2 (JC_{it} - \overline{JC}_{it}) + \gamma_3 (MS_{it} - \overline{MS}_{it}) + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_{it}). \quad (2)$$

W tej pracy posłużyliśmy się takim estymatorem, korzystając z danych panelowych EU-SILC dla lat 2004–2007. Analizowana próba obejmuje kobiety w wieku od 24 do 45 lat włącznie, będące pracownikami najemnymi. W modelu nie uwzględniono osób prowadzących własną działalność gospodarczą oraz zatrudnionych w rodzinnych przedsiębiorstwach, ze względu na trudność związaną z wiarygodnym określeniem ich zarobków pochodzących z pracy. Za matkę uznano kobietę, która została wskazana jako rodzic przez dowolną osobę w gospodarstwie. W analizie nie uwzględniono rodziców zastępczych, uwzględniono natomiast kobiety zamieszkujące z pełnoletnimi dziećmi.

Analizowana próba liczyła 6185 obserwacji. Zmienną objaśnianą jest godzinowa stawka płacy, obliczona na podstawie deklaracji rocznych dochodów z pracy, z uwzględnieniem premii i dochodów z prac dorywczych. Z ustaleniem liczby godzin pracy wiązała się pewna trudność, ponieważ dane zawierały wyłącznie informacje o liczbie godzin przepracowanych w głównym miejscu pracy w roku, w którym przeprowadzono badanie, podczas gdy dane dochodowe dotyczyły roku poprzedzającego jego przeprowadzenie. Obliczeń dokonano na podstawie zadeklarowanej liczby godzin pracy w roku badania oraz przepracowanych miesięcy w roku poprzednim, z którego pochodziły dane dochodowe. Wartości stawek płac wyrażono w cenach z 2004 r., indeksując wartości przeciętnym wynagrodzeniem brutto dla pełnej populacji.

W analizowanej próbie prawie 30% obserwacji dotyczy kobiet bezdzietnych. Podobny odsetek stanowią osoby z jednym lub dwojgiem dzieci na utrzymaniu. Mniej więcej co dziesiąta obserwacja dotyczy matki trójki lub większej liczby dzieci. Średnia stawka godzinowa dla wszystkich obserwacji to 11,7 zł. Najwyższa dotyczy matek wychowujących jedno dziecko – 12,0 zł, a najniższa opiekujących się trójką lub większą liczbą dzieci – 11,0 zł. Największy udział matek otrzymujących niskie płace widoczny jest wśród kobiet z rodzin wielodzietnych, a najbardziej są skoncentrowane wynagrodzenia kobiet bezdzietnych.

Zróźnicowanie przeciętnego tygodniowego czasu pracy względem liczby dzieci jest znikome. Rozpiętość średniej liczby godzin pracy w tygodniu sięga od 38,43

dla matek z jednym dzieckiem do 38,91 dla tych, które wychowują dwoje dzieci. W próbie dominuje zatrudnienie pełnoetatowe w wymiarze około 40 godzin tygodniowo. Największy udział matek pracujących poniżej 35 godzin tygodniowo widoczny jest wśród osób z trójką i większą liczbą dzieci – 17,8%, a najmniejszy wśród kobiet bezdzietnych – 15,8%. Najwyższa frakcja pracujących ponad 45 godzin została odnotowana w grupie matek posiadających dwoje dzieci – 14,6%, a najmniejsza wśród osób bezdzietnych – 12,3%.

Wyższemu poziomowi formalnego wykształcenia towarzyszy mniejsza liczba dzieci. Wśród kobiet z wykształceniem podstawowym lub średnim 15,6% obserwacji jest związanych z wychowywaniem trójki lub większej liczby dzieci, a 18,8% dotyczy kobiet bezdzietnych, natomiast odpowiednie wartości dla kobiet z wykształceniem wyższym to 6,3% oraz 41,1%. Połowa kobiet w wieku 24–29 lat z wykształceniem podstawowym nie ma dzieci, podczas gdy frakcja dla osób z wyższym wykształceniem wynosi w tym przypadku prawie 75%.

3. Wyniki

Wynik zastosowania MNK do połączonego zbioru danych oraz wykorzystania estymatora efektów stałych (FE) przedstawiono w tabeli 1. Bazowa specyfikacja modelu, uwzględniająca rok badania i zmienne regionalne, nie wskazuje na istnienie kosztu płacowego związanego z obecnością w rodzinie pierwszego i drugiego dziecka. Koszt płacowy trzeciego dziecka wynosi ok. 7%. Warunkowanie zróżnicowania stawek płac formalnym poziomem wykształcenia ujawnia dodatni wpływ pierwszego i drugiego dziecka, co jest wynikiem negatywnego związku między dzietnością a edukacją (model 1a). Jeżeli w modelu bazowym uwzględnimy wiek matki, otrzymamy wówczas prawie 10% koszt płacowy (model 1b), odzwierciedlający dodatnią relację między posiadaniem dzieci a wiekiem – wraz z wiekiem matek wzrasta liczba posiadanych przez nie dzieci. Równoczesne uwzględnienie obu zmiennych eliminuje koszt płacowy związany z pierwszym i drugim dzieckiem, a koszt trzeciego jest szacowany na ponad 6% (model 1c). Dodanie do modelu informacji o liczbie przepracowanych lat – model (1d) – wskazuje na znaczenie doświadczenia zawodowego, które w grupie matek z rodzin wielodzietnych eliminuje koszt płacowy.

Wniosek o negatywnym wpływie posiadania dzieci na wysokość płac można otrzymać w modelu uwzględniającym informacje o stanie cywilnym i wieku najmłodszego dziecka (model 1e). W końcowej specyfikacji wzięto dodatkowo pod uwagę informacje o cechach zatrudnienia – zawód oraz typ umowy o pracę (praca na umowę stałą lub czasową), co doprowadziło do wniosku o braku kosztu płacowego (model 1f). W przypadku zastosowania MNK do połączonej próby oceny wpływu macierzyństwa na płace okazują się bardzo wrażliwe na specyfikację zmiennych włączanych do modelu. Najpełniejsza specyfikacja, uwzględniająca zmienne związane z kapitałem ludzkim, cechami rodziny oraz cechami miejsca zatrudnienia,

Tabela 1

**Koszt płacowy opieki nad dziećmi dla kobiet mieszkających w miastach
(% różnica stawek płac między matkami a kobietami bez dzieci)**

Specyfikacja	MNK							FE
	Bazowa	(1a)	(1b)	(1c)	(1d)	(1e)	(1f)	(1f)
	<i>b/p</i> *	<i>b/p</i>	<i>b/p</i>	<i>b/p</i>	<i>b/p</i>	<i>b/p</i>	<i>b/p</i>	<i>b/p</i>
Pierwsze dziecko	4,08 (0,17)	15,03 (0,00)	-9,43 (0,00)	-0,05 (0,99)	-0,61 (0,81)	-7,41 (0,05)	-5,26 (0,13)	-8,06 (0,09)
Drugie dziecko	-0,56 (0,85)	7,14 (0,01)	-8,52 (0,00)	-1,88 (0,44)	-1,09 (0,64)	-1,88 (0,44)	0,37 (0,86)	2,43 (0,73)
Trzecie dziecko	-6,76 (0,09)	-2,27 (0,48)	-9,52 (0,01)	-6,20 (0,05)	-4,97 (0,11)	-5,26 (0,10)	-1,78 (0,53)	-14,79 (0,06)

* *b/p* – wartość estymatora oraz poziom statystyki testowej (*p*-value).

Uwagi: Próba obejmuje kobiety będące pracownikami najemnymi w wieku od 24 do 45 lat. W estymacji MNK wykorzystano estymator warstwowy odchylenia standardowego, uwzględniający fakt wielokrotnego badania tej samej osoby. We wszystkich modelach uwzględniono rok badania i zmienne regionalne. W modelu (1a) uwzględniono dodatkowo wykształcenie, a w modelu (1b) wiek. W modelu (1c) wzięto pod uwagę wykształcenie i wiek. Model (1d) zawiera zmienne z modelu (1c) i liczbę lat doświadczenia zawodowego. Model (1e) zawiera dodatkowo informacje o stanie cywilnym i wieku najmłodszego dziecka. W modelu (1f) uwzględniono zmienne z modelu (1e) oraz informacje o zawodzie i formie umowy o pracę.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie EU-SILC 2005–2008.

wskazuje na brak istotnego zróżnicowania między stawkami płac matek i kobiet bezdzietnych. Taki też wynik dla Polski otrzymała O’Dorchai (2008, s. 243–267).

Wcześniejsze zastrzeżenia dotyczące stosowania MNK skłaniają do podchodzenia z rezerwą do powyższych wniosków, a o słuszności tej opinii świadczą dane przedstawione w tabeli 1. Wartości estymatorów FE dla końcowej specyfikacji (model 1f) różnią się istotnie od wyników MNK. Różnice między wartościami estymatorów wskazują na pozytywny związek między nieobserwowalnymi cechami wpływającymi na płace i na macierzyństwo. Mała liczba obserwacji w czasie utrudnia identyfikację kierunku tej relacji, ale nie można wykluczyć, że przyczyną jest w tym przypadku poziom płac, a skutkiem decyzja o posiadaniu dziecka.

Przyczyn występowania dodatniej korelacji między nieobserwowalną produktywnością a dzietnością można szukać w efektach dynamicznych oraz negatywnych oczekiwaniach kobiet co do ich sytuacji na rynku pracy po urodzeniu dziecka. Jeżeli decyzja o macierzyństwie zależy od takich oczekiwań, to obawa utraty zatrudnienia lub spadku płac może prowadzić do negatywnej relacji między nieobserwowaną produktywnością a oczekiwanym kosztem urodzenia dziecka. Tylko wtedy, gdy decyzja o macierzyństwie nie wiąże się w ocenie przyszłej matki ze wzrostem ryzyka utraty zatrudnienia, koszt płacowy jest określany głównie przez poziom płac. W innym przypadku istnieje duża różnica między płacą przed urodzeniem a oczekiwaną płacą po urodzeniu dziecka. Jeżeli ryzyko utraty pracy jest negatywnie związane z produktywnością, to należy oczekiwać wysokiego kosztu płacowego macierzyństwa dla kobiet o niskich płacach.

Choć predykcje teorii kapitału ludzkiego skłaniają do oczekiwania negatywnej zależności między nieobserwowalną produktywnością a macierzyństwem, to badania empiryczne wskazują na różne jej kierunki. J. Waldfoegel otrzymała np. wyniki świadczące o braku istotnych różnic między ocenami MNK a FE, co zdaniem autorki było całkowicie spodziewanym rezultatem w sytuacji, gdy matki nie tworzą wyselekcjonowanej grupy kobiet (Waldfoegel 1997, s. 584–610). Taki sam kierunek relacji między ocenami MNK a FE jak w naszym badaniu można natomiast znaleźć w analizie dotyczącej Ukrainy (Sliusarenko 2007) oraz Hiszpanii (Fernandez-Krenz i in. 2012).

Wartości uzyskanych przez nas ocen są nieco wyższe od typowych wyników przedstawianych w literaturze przedmiotu. Livermore, Rodgers i Siminski (2011, s. 80–91) podają, że koszt płacowy wynikający z opieki nad jednym dzieckiem w Australii to 5%, w USA według Anderson, Bindera i Krause’a (2003 s. 273–294) mieści się on w przedziale od 7% do 13%, w Wielkiej Brytanii wynosi prawie 4%, a w zachodniej części Niemiec – 2,8% (Gosh 2009). Należy też pamiętać, że w niektórych krajach stwierdzono brak zależności między macierzyństwem a płacami (Dania, Finlandia, Francja), ale zdarzały się też wyniki sugerujące premię z tego tytułu (Holandia).

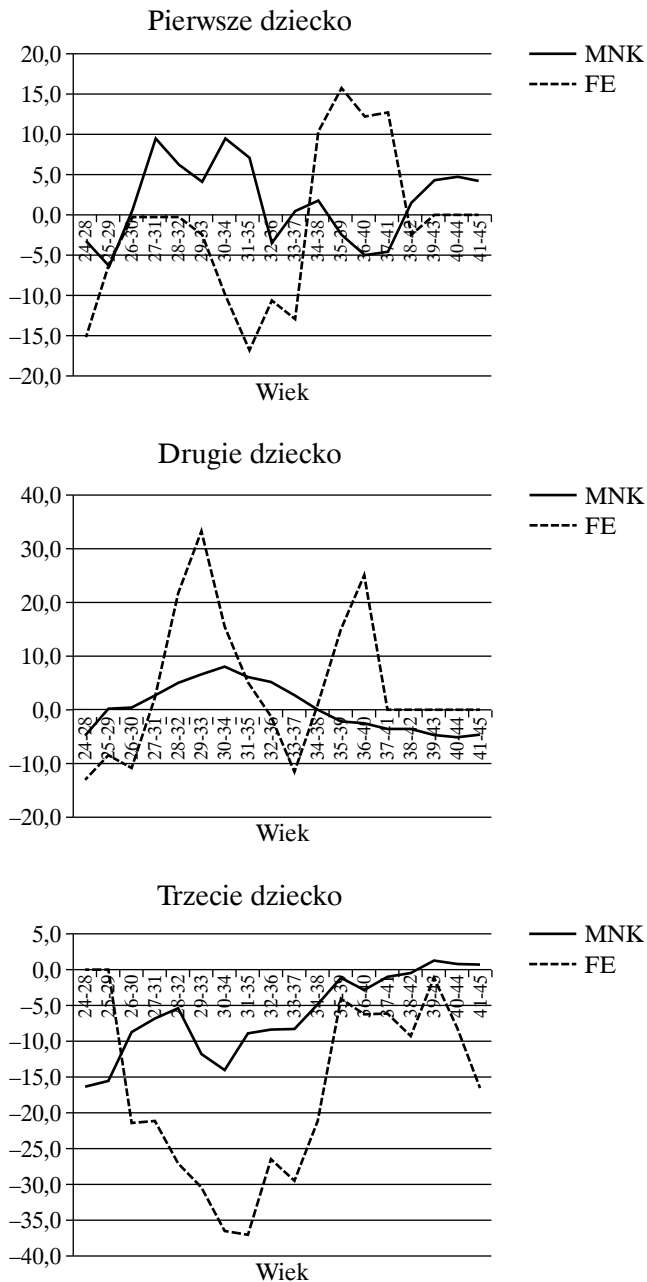
Wyniki w tabeli 1 pokazują uśredniony wpływ posiadania dziecka na stawkę płac kobiet, znajdujących się w zróżnicowanej sytuacji na rynku pracy. Z jednej strony dotyczą one kobiet dwudziestolatków, które rozpoczynają dopiero karierę zawodową, a z drugiej – osób czterdziestolatków, mających już ustaloną pozycję na rynku pracy. Rysunek 1 przedstawia koszty płacowe w modelu 1f dla 4-letnich przedziałów wiekowych. Wprawdzie mała liczba urodzeń w poszczególnych modelach utrudnia formalne wnioskowanie statystyczne, ale wyniki takiego ćwiczenia są, naszym zdaniem, interesujące i prowadzą do wniosków intuicyjnie słusznych i dających się formalnie zweryfikować.

Stawki płac matek w wieku 35 lat i starszych są o około 15% wyższe od wynagrodzeń kobiet bezdzietnych. W przypadku młodszych kobiet wyniki wskazują na koszt płacowy o podobnej skali. Na tej podstawie można podejrzewać, że stopień zaangażowania się w pracę zawodową wpływa na wysokość wynagrodzenia. Premia płacowa dla matek w średnim wieku zgodna jest bowiem z przypuszczeniem o braku negatywnych konsekwencji macierzyństwa na wartość kapitału ludzkiego. Nie można też wykluczyć, że fakt posiadania i wychowywania dzieci przez kobiety w średnim wieku jest postrzegany pozytywnie na rynku pracy lub że bezdzietność w tej grupie wiekowej wiąże się z oceną negatywną. Wyniki przedstawione w panelu A pokazują, że z punktu widzenia wpływu na wysokości zarobków optymalnym momentem urodzenia pierwszego dziecka jest wiek około 34 lat. Można to tłumaczyć tym, że jest to okres, w którym spada nieobserwowalna produktywność kobiet, przez co zwiększa się atrakcyjność macierzyństwa.

Wnioski dotyczące relacji między wiekiem matki a kosztem płacowym macierzyństwa są zgodne z literaturą (Blackburn i in. 1993, s. 1–30, Miller 2011, s. 13, Taniguchi 1999, s. 1008–1019). Taniguchi rozważa dwie hipotezy dotyczące znaczenia momentu urodzenia dziecka. Pierwsza z nich wiąże późniejsze macierzyństwo z niższymi płacami, tłumacząc to wyższym kosztem alternatywnym ze względu na nagromadzony zasób kapitału ludzkiego oraz większą wartością doświadczenia

Rysunek 1

**Wpływ liczby dzieci na stawkę płac kobiet zamieszkujących w mieście
 w podziale na grupy wiekowe
 (różnica stawek płac między matkami a kobietami bezdzietnymi w %)**



Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych EU-SILC 2005–2008.

zawodowego zdobytego po urodzeniu dziecka w porównaniu z wartością przed jego urodzeniem. Alternatywna hipoteza (późniejszemu macierzyństwu towarzyszy mniejszy koszt płacowy) uzasadnia odwrotną zależność wpływem doświadczenia na umiejętność ograniczenia negatywnych konsekwencji przerwy zawodowej oraz większą wartością na rynku pracy doświadczenia zdobytego przed urodzeniem dziecka. Wyniki dla próby kobiet mieszkających w USA urodzonych w latach 1944–1954 wskazują na prawdziwość drugiego przypuszczenia, czyli spadek kosztu płacowego w przypadku matek rodzących pierwsze dziecko w późniejszym wieku oraz na większe znaczenie doświadczenia zdobytego przed okresem macierzyństwa.

Panel B nie pozwala na precyzyjne określenie związku opieki nad drugim dzieckiem ze zmianą płac. Gwałtowny wzrost premii dla matek w grupie wiekowej 29–33 lat świadczy raczej o dużej wrażliwości wyników na niewielką zmianę liczby obserwacji. Bardziej przekonujące są wyniki dotyczące kosztów trzeciego dziecka (panel C), pokazujące dużą rozbieżność między ocenami MNK a FE dla kobiet do ok. 40. roku życia oraz dużo większą skalę spadku wynagrodzenia niż w przypadku pierwszej dwójki dzieci. Rozbieżność wartości estymatorów świadczy o silnej selekcji względem czynników nieobserwowalnych przy podejmowaniu decyzji o tworzeniu rodziny wielodzietnej. Podobnie jak w przypadku konsekwencji posiadania pierwszego dziecka, także w przypadku trzeciego dziecka efekt płacowy maleje po 35. roku życia. Biorąc pod uwagę, że opieka nad trzecim dzieckiem jest zazwyczaj równoznaczna z równoczesną opieką nad pierwszym i drugim dzieckiem, omawiane zależności wskazują na negatywne postrzeganie bezdzietnych kobiet w średnim wieku.

W tabeli 2 przedstawiono wyniki regresji dla trzech grup wiekowych. Pierwsza z nich obejmowała kobiety w wieku 24–29 lat, druga – od 30 do 34 lat, trzecia – mające 35 lat i więcej. Uzyskane oceny potwierdzają wcześniejsze przypuszczenia: macierzyństwo w wieku do 35 lat związane z pierwszym dzieckiem powoduje koszt płacowy wynoszący ok. 11%, ale w późniejszym wieku kobiety niemające dzieci zarabiają o ok. 10% mniej. W przypadku drugiego dziecka wpływ na płace nie jest statystycznie istotny, natomiast posiadanie trzeciego dziecka do 35. roku życia jest związane z płacą niższą o prawie 40%.

Tabela 2

Koszt płacowy dla kobiet zamieszkujących w mieście na podstawie ocen FE (względna różnica stawek płac i poziom istotności oceny parametru)

Specyfikacja	Wiek			
	(1f)	24–29	30–34	35–45
	<i>b/p</i> *	<i>b/p</i>	<i>b/p</i>	<i>b/p</i>
Pierwsze dziecko	–8,06 (0,09)	–11,46 (0,12)	–11,65 (0,08)	10,21 (0,00)
Drugie dziecko	2,43 (0,73)	–12,93 (0,36)	2,74 (0,86)	25,21 (0,26)
Trzecie dziecko	–14,79 (0,06)	X X	–39,59 (0,00)	–7,43 (0,22)

* *b/p* – jak w tabeli 1; (1f) oznacza specyfikację modelu.

Źródło: Obliczenia własne na podstawie EU-SILC 2005–2008.

Zakończenie

Podejmowane przez kobiety decyzje dotyczące liczby dzieci oraz momentu ich urodzenia są zazwyczaj dobrze przemyślane. Dokonanie odpowiedzialnego wyboru wiąże się w tym wypadku z koniecznością uwzględnienia czynników ekonomicznych. Analiza sytuacji płacowej kobiet posiadających dzieci stanowi istotną przesłankę w dyskusji nad przyczynami i konsekwencjami macierzyństwa. Łączenie w badaniach problematyki rynku pracy i macierzyństwa za pomocą podejścia ekonomicznego oraz analizy ekonometrycznej wciąż należy w Polsce do rzadkości. Wydaje się, że jedną z ważniejszych przyczyn takiej sytuacji jest brak danych mogących służyć tego typu analizom.

Warto zatem sięgnąć po zbiór panelowy z Badania Warunków Życia Ludności (EU-SILC), zawierający informacje o indywidualnych gospodarstwach domowych.

W opisanym badaniu na podstawie danych dla lat 2004–2007 stwierdzono pozytywne obciążenie estymatorów MNK z tytułu nieobserwowanej heterogeniczności. Taki wynik, odbiegający od typowych predykcji teorii kapitału ludzkiego, był już wcześniej obserwowany w badaniach dla Ukrainy (Sliusarenko 2007) i Hiszpanii (Fernandez-Kranz i in. 2012) i jest zgodny z wnioskami dla Polski (Matysiak 2009). Dostępność kolejnych paneli w ramach badania EU-SILC pomoże odpowiedzieć na pytanie, czy ten wynik był konsekwencją specyfiki analizowanego okresu (lata 2004–2007), czy też jest efektem trwalszej tendencji.

Średni koszt płacowy wynikający z opieki nad pierwszym dzieckiem to 8%, a nad trzecim – prawie 15%. Takie szacunki nie odbiegają od wyników dla innych krajów. Koszty macierzyństwa zależą od wieku matki. Opiece nad pierwszym dzieckiem towarzyszy stawka płac o ok. 11% niższa do 35. roku życia i 10% premia płacowa w późniejszym wieku. Wskazuje to na obowiązki opiekuńcze, a nie utratę kapitału ludzkiego jako główną przyczynę kosztu płacowego. Interesujący jest fakt, że rynek negatywnie ocenia bezdzietność w przypadku kobiet w średnim wieku. Być może więc macierzyństwo bywa związane ze wzrostem wartości kapitału ludzkiego, a nie wyłącznie z jego utratą. Jest to jedna z możliwych interpretacji. Inną jest wpływ efektu dochodowego na zaangażowanie kobiet w średnim wieku niemających dzieci.

Niższy koszt płacowy późniejszego macierzyństwa można też interpretować jako karę finansową z tytułu urodzenia dziecka w młodym wieku. Wyniki układają się więc w „ścieżkę optymalnego macierzyństwa”, na której karane jest zbyt wczesne posiadanie dzieci oraz bezdzietność po 35. roku życia. Negatywnym efektem związanym z późnym macierzyństwem może być „niechęć” do posiadania drugiego dziecka ze względu na rosnące wraz z wiekiem koszty niepłacowe.

Bibliografia

- Anderson D., Binder M., Krause K., *The Motherhood Penalty: Which Mothers Pay and Why?*, „American Economic Review” 2002, nr 92(2), *Papers and Proceedings*.
- Anderson, D.J., Binder M., Krause K., *The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort and Work-Schedule Flexibility*, „Industrial and Labor Relations Review” 2003, nr 2.
- Angrist J., W. Evans., *Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size*, „American Economic Review” 1998, nr 88.
- Beblo M., Bender S., Wolf E., *Establishment-Level Wage Effects of Entering Motherhood*, „Oxford Economic Papers” 2009, nr 61.
- Ben-Porath Y., *The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings*, „Journal of Political Economy” 1967, nr 75(4).
- Becker G., *Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor*, „Journal of Labor Economics” 1985, nr 3(1).
- Blackburn M.L., Bloom D. E., Neumark, D., *Fertility Timing, Wages, and Human Capital*, „Journal of Population Economics” 1993, vol. 6.
- Bobrowicz B., *Alokacja czasu: praca zawodowa i edukacja versus funkcje opiekuńcze i prace domowe*, w: *Aktywność zawodowa i edukacyjna a obowiązki rodzinne w Polsce: w świetle badań empirycznych*, red. I. Kotowska, U. Sztanderska, I. Wóycicka, Wydawnictwo Naukowe „Scholar”, Warszawa 2007.
- Budig M., England, P., *The Wage Penalty for Motherhood*, „American Sociological Review” 2001, nr 66(2).
- Cieciela J., *Koszty utrzymania dzieci w Polsce*, praca doktorska, Wydział Nauk Ekonomicznych Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2003.
- Cieciela J., Pęczkowski M., *Bazy danych dostępne na WNE UW. Wstępna charakterystyka*, materiał niepublikowany; dostęp: http://coin.wne.uw.edu.pl/jcieciel/opis_bazy%20danych.doc, 2001.
- Cieciela J., Tomaszewski, A., *Influence of Fertility on Women Participation in Labour Market and Their Wages. Alternative Cost of Having a Child*, 6th International Socio-Economic Panel User Conference, Berlin 2004.
- Cossa R., Heckman J., Lochner L., *Learning-By-Doing Vs. On-the-Job Training: Using Variation Induced by the EITC to Distinguish Between Models of Skill Formation*, „NBER Working Papers” 2002, nr 9083.
- Datta Gupta N., Smith N., *Children and Career Interruptions: The Family Gap in Denmark*, „Economica” 2002, nr 69, s. 609–629.
- Davies R., Pierre G., *The Family Gap in Pay in Europe: A Cross-country Study*, „Labour Economics” 2002, nr 12.
- Fernandez-Kranz D., Lacuesta A., Rodriguez-Planas N., *Chutes and Ladders: Dual Tracks and the Motherhood Dip*, „IZA Discussion Paper Series” 2012, nr 5403, Bonn 2012.
- Gangl M., Ziefle A., *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” 2009, nr 46.
- Gash V., *Sacrificing their Careers for their Families? An Analysis of the Penalty to Motherhood in Europe*, „Social Indicators Research” 2009, nr 93.
- Joshi H., Paci, P., Waldfogel, J., *The Wages of Motherhood: Better or Worse?*, „Cambridge Journal of Economics” 1999, nr 23(5).

- Joshi H., Pierella P., Waldfogel J., *The Wages of Motherhood: Better or Worse?*, „Cambridge Journal of Economics” 2009, nr 5.
- Kończak B., *Dyskryminacja kobiet w zatrudnieniu*, „Polityka Społeczna” 2009, nr 5–6.
- Korenman S., Neumark D., *Marriage, Motherhood, and Wages*, „The Journal of Human Resources” 1992, nr 27 (2).
- Kurowska A., *Bariery i uwarunkowania aktywności zawodowej młodych matek w Polsce*, „Polityka Społeczna” 2010, nr 1.
- Kotowska I.E., *Uwagi o polityce rodzinnej w Polsce w kontekście wzrostu dzietności i zatrudnienia kobiet*, „Polityka Społeczna” 2007, nr 8.
- Kotowska I., Sztanderska U., Wóycicka I., *Aktywność zawodowa i edukacyjna a obowiązki rodzinne w Polsce: w świetle badań empirycznych*, Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa 2007.
- Livermore T., Rodgers J., Siminski P., *The Effect of Motherhood on Wages and Wage Growth: Evidence for Australia*, „The Economic Record” 2011, nr 87, s. 80–91.
- Matysiak A., *Employment First, then Childbearing: Women’s Strategy in Post-socialist Poland*, „Population Studies” 2008, t. 63, nr 3.
- Miller A., *The Effects of Motherhood Timing on Career Path*, „Journal of Population Economics” 2011.
- Mincer J., Polachek S., *Family Investments in Human Capital: Earnings of Women*, „Journal of Political Economy” 1974, nr 82.
- Molina J.A., Montuenga V.M., *The Motherhood Wage Penalty in Spain*, „Journal of Family and Economic Issues” 2009, nr 30.
- O’Dorchai S., *Do Women Gain or Lose from Becoming Mothers? A Comparative Wage Analysis in 25 European Countries*, „Brussels Economic Review” 2008, nr 2/3.
- Simonsen M., Skipper L., *An Empirical Assessment of Effects of Parenthood on Wages*, w: *Modelling and Evaluating Treatment Effects in Econometrics (Advances in Econometrics, vol. 21)*, red. D. Millimet, J. Smith, E.J. Vytlačil, Elsevier JAI Press, Amsterdam 2008.
- Sliusarenko T., *Wage Penalty For Motherhood: Evidence from Ukraine*, niepublikowana praca magisterska, National University „Kyiv-Mohyla Academy”, Kiev, 2007, http://kse.org.ua/uploads/file/library/2007/sliusarenko_2007.pdf
- Taniguchi H., *The Timing of Childbearing and Women’s Wages*, „Journal of Marriage and the Family” 1999, nr 61.
- Waldfogel J., *The Price of Motherhood: Family Status and Women’s Pay in a Young British Cohort*, „Oxford Economic Papers” 1995, vol. 47.
- Winder K., *Endogenous Fertility and the Motherhood Wage Penalty*, materiał nieopublikowany, 2008, <http://faculty.ucmerced.edu/kwinder/papers/Motherhood%20Penalty.pdf>
- Ziefle A., *Die individuellen Kosten des Erziehungsurlaubs: eine empirische Analyse der kurz- und längerfristigen Folgen für den Karriereverlauf von Frauen*, Discussion Papers, Research Unit: Labor Market Policy and Employment SP I 2004–102, Social Science Research Center, Berlin 2004.

Załączniki

Tabela Z1

**Statystyki opisowe godzinowej stawki płac i liczby godzin pracy w tygodniu
względem liczby dzieci w gospodarstwie domowym**

Liczba dzieci	N	Średnia	Odchylenie stand.	Średnia	Odchylenie stand.
		Godzinowa stawka brutto		Liczba godzin pracy w tygodniu	
0	1 762	11,46	8,59	38,81	8,18
1	1 807	12,02	9,15	38,43	8,30
2	1 915	11,84	8,91	38,91	7,89
3+	701	11,03	8,62	38,53	8,46
Razem	6 185	11,69	8,86	38,70	8,16

Źródło: Obliczenia własne na podstawie EU-SILC 2005–2008.

Tabela Z2

Liczba dzieci w gospodarstwie względem wykształcenia matki

Liczba dzieci	Średnie	Policealne	Wyższe	Razem
0	18,8	30,4	41,2	28,5
1	28,2	36,2	29,2	29,2
2	37,4	25,8	23,3	31,0
3+	15,6	7,6	6,3	11,3
Razem	100,0	100,0	100,0	100,0

Uwaga: Kategoria „średnie” obejmuje osoby z wykształceniem podstawowym, zasadniczym zawodowym, licealnym ogólnym i średnim technicznym (technikum).

Źródło: Obliczenia własne na podstawie EU-SILC 2005–2008.

Tabela Z3

Liczba dzieci w gospodarstwie w grupach wieku

Liczba dzieci	(24–29)	(30–34)	(35–39)	(40–45)	Razem
0	63,7	26,5	9,6	11,9	28,5
1	28,4	37,2	24,6	27,7	29,2
2	7,3	30,6	47,4	40,1	31,0
3+	0,6	5,7	18,4	20,3	11,3
Razem	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Źródło: Obliczenia własne na podstawie EU-SILC 2005–2008.

Tabela Z4
Koszt płacowy macierzyństwa dla grup wiekowych matek

Wiek matki	MNK						FE					
	Koszt (%)			Poziom istotności			Koszt (%)			Poziom istotności		
	Liczba dzieci											
	1	2	3+	1	2	3+	1	2	3+	1	2	3+
24–28	-2,92	-4,88	-16,36	0,68	0,46	0,20	-15,13	-12,94	0,00	0,02	0,41	1,00
25–29	-6,61	0,17	-15,46	0,30	0,98	0,07	-5,90	-8,39	0,00	0,45	0,51	1,00
26–30	0,47	0,40	-8,65	0,95	0,93	0,41	-0,24	-10,79	-21,45	0,97	0,35	0,19
27–31	9,58	2,71	-6,74	0,21	0,50	0,51	-0,17	2,38	-21,19	0,98	0,88	0,60
28–32	6,42	5,13	-5,21	0,42	0,20	0,56	-0,23	21,98	-27,23	0,97	0,15	0,17
29–33	4,24	6,63	-11,66	0,58	0,10	0,12	-2,50	33,42	-30,35	0,69	0,05	0,03
30–34	9,64	7,95	-14,05	0,27	0,06	0,04	-10,18	15,31	-36,51	0,11	0,49	0,02
31–35	7,28	6,16	-8,80	0,44	0,16	0,19	-16,99	5,24	-37,04	0,02	0,74	0,00
32–36	-3,49	5,23	-8,29	0,70	0,24	0,17	-10,60	-1,32	-26,47	0,15	0,94	0,01
33–37	0,47	2,79	-8,21	0,96	0,52	0,12	-12,91	-11,57	-29,67	0,44	0,46	0,00
34–38	1,76	0,11	-4,78	0,87	0,98	0,33	10,30	0,85	-21,23	0,00	0,94	0,00
35–39	-2,44	-2,31	-1,13	0,79	0,56	0,80	15,52	14,65	-3,75	0,00	0,39	0,76
36–40	-5,07	-2,39	-2,81	0,55	0,55	0,50	12,22	25,18	-6,35	0,00	0,40	0,51
37–41	-4,63	-3,45	-0,84	0,57	0,35	0,84	12,80	0,00	-6,09	0,00	1,00	0,54
38–42	1,60	-3,59	-0,34	0,87	0,33	0,93	-2,37	0,00	-9,46	0,35	1,00	0,37
39–43	4,26	-4,60	1,37	0,64	0,20	0,73	0,00	0,00	-0,84	1,00	1,00	0,95
40–44	4,87	-5,13	0,90	0,55	0,16	0,82	0,00	0,00	-7,76	1,00	1,00	0,49
41–45	4,17	-4,50	0,91	0,58	0,25	0,83	0,00	0,00	-16,53	1,00	1,00	0,04

Uwaga: Koszt liczony jako $e^a - 1$.

Źródło: Opracowanie własne na podstawie danych EU-SILC.

MOTHERHOOD AND WAGE RATES FOR WOMEN IN POLAND

Summary

A low fertility and low participation rates of women in the Polish labor market justify the interest about the wage cost of motherhood. Using panel data from the European Survey of Income and Living Conditions in Poland for the period of 2005–2008, the authors estimate that the wage cost of the first child in the family (measured as the part of potential earnings lost by the mother) amounted to 8% of gross wage, and for the third child it was 15% while the child care for the second child did not involve such cost. The

wage cost of the child care decreases with the increase in the age of the mother; this finding may suggest that the existing labour division within the family, marked by a heavier involvement of mothers rather than fathers in child care, is a more significant cause of lower earnings as compared with the depreciation of human capital. The regression results confirm the existence of a positive relationship between the motherhood decision and the expected remuneration.

Key words: wage rates for women ♦ wage cost of motherhood ♦ child care ♦ labor market in Poland

МАТЕРИНСТВО И ЗАРАБОТНАЯ ПЛАТА ЖЕНЩИН В ПОЛЬШЕ

Резюме

Низкий суммарный коэффициент рождаемости и низкая активность женщин на рынке труда вынуждают внимательно присмотреться к этим тревожным явлениям и проанализировать зарплатные издержки материнства в Польше. На основании данных панельной дискуссии Европейского исследования доходов и условий жизни населения в Польше в 2005 – 2008 гг. можно сказать, что эти издержки (измеряемые как недополученная часть потенциальной зарплаты матери) в случае первого ребенка в семье составили 8% зарплаты брутто, а в случае третьего ребенка – 15%; опека над вторым ребенком не вызывает дополнительных издержек. Потери матери в зарплате сокращаются вместе с повышением возраста женщины. Этот факт интерпретируется следующим образом: существующее разделение труда в рамках семьи с преобладающей нагрузкой на мать является более важной причиной ее низкой зарплаты по сравнению с деградацией человеческого капитала. Результаты регрессии подтверждают наличие положительной связи между решением о рождении ребенка и ожидаемой заработной платой.

Ключевые слова: ставки зарплаты женщин ♦ зарплатные издержки материнства ♦ опека над детьми ♦ рынок труда в Польше