

Krzysztof BARTOSIK*

 0000-0002-1488-7031

Świadczenia pieniężne na rzecz dzieci a podaż pracy kobiet w krajach OECD

Streszczenie: Celem artykułu jest zbadanie związku między wielkością świadczeń pieniężnych, realizowanych w ramach polityki rodzinnej, a podażą pracy (aktywnością zawodową) kobiet w państwach OECD. Analiza obejmuje lata 2000–2015 i grupę 30 krajów. Uzyskane za pomocą modeli panelowych wyniki wskazują, że oddziaływanie świadczeń pieniężnych na aktywność zawodową kobiet zależy do wysokości świadczeń i wieku kobiet. Relatywnie wysokie świadczenia (powyżej średniej grupy) ograniczają aktywność zawodową kobiet w wieku 25–34 lata, zaś relatywnie niskie (poniżej średniej grupy) sprzyjają jej. Analiza wskazuje również, że aktywności zawodowej kobiet w tym przedziale wiekowym sprzyjają nakłady na usługi na rzecz rodziny i dzieci oraz płatne urlopy macierzyńskie i wychowawcze.

Słowa kluczowe: polityka rodzinna, świadczenia pieniężne, współczynnik aktywności zawodowej

Kody klasyfikacji JEL: H53, I38, J21

Artykuł złożony 23 grudnia 2019 r., w wersji poprawionej nadesłany 16 marca 2020 r.,
zaakceptowany 16 lipca 2020 r.

* Instytut Nauk Ekonomicznych PAN, Polska; e-mail: kbartosik@inepan.waw.pl

The Effect of Child Cash Benefits on Female Labour Supply in OECD Countries

Abstract: This paper investigates the impact of child cash benefits on the female labour supply in OECD countries. The analysis covers the 2000–2015 period and 30 countries. Using panel regression analysis, the study found that the effect of child benefits on the labour force participation rate depends on the age of women and the share of benefits in GDP. A relatively high share (above the group average) negatively affected the labour supply of women aged 25–34, while a relatively low share (below the group average) contributed to an increased supply of such labour. The study also found that the length of paid maternity and parental leave available to mothers and public spending on services for families with children had a positive effect on the labour supply of women aged 25–34.

Keywords: family policy, cash transfers, labour force participation rate

JEL classification codes: H53, I38, J21

Article submitted December 23, 2019, revision received March 16, 2020,
accepted for publication July 16, 2020.

Wprowadzenie

Świadczenia pieniężne na rzecz dzieci są instrumentem polityki rodzinnej wykorzystywanym w celu poprawy sytuacji materialnej rodzin, ograniczenia ubóstwa i nierówności dochodowych lub zwiększenia dzietności. W krajach rozwijających się często chodzi o podniesienie jakości kapitału ludzkiego i ograniczenie ubóstwa. W krajach rozwiniętych ważnym celem jest zwiększenie przyrostu naturalnego. Ubocznym następstwem wzrostu dochodów gospodarstw domowych spoza pracy może być ograniczenie podaży pracy, w szczególności aktywności zawodowej kobiet. Zagrożenie to jest ważne dla wielu krajów (w tym dla Polski) ze względu na depopulację i starzenie się społeczeństw. Dezaktywizacja zawodowa może również utrudniać ograniczanie ubóstwa i nierówności dochodowych.

Celem niniejszej analizy jest zbadanie związku między wielkością świadczeń pieniężnych na rzecz dzieci a podażą pracy (aktywnością zawodową) kobiet w państwach OECD. Realizują one różne modele polityki rodzinnej, w tym ze względu na świadczenia pieniężne, i są ważnym źródłem informacji o skutkach tej polityki.

Literatura przedmiotu analizująca oddziaływanie polityki rodzinnej na podaż pracy jest obszerna. Dominują w niej jednak studia przypadku pojedynczych krajów, a badania przekrojowe często mają charakter przeglądowy. Bastagli i in. [2016] na przykład, oceniając znaczenie transferów pieniężnych dla zatrudnienia w krajach rozwijających się, analizuje siedemdziesiąt cztery studia przypadku. Hegewisch i Gornick [2011] oraz Olivetti i Petrongolo [2017] dokonują przeglądu literatury, aby ocenić konsekwencje polityki rodzinnej w krajach uprzemysłowionych. Skupiają się przy tym na urlopach

macierzyńskich i wychowawczych oraz usługach na rzecz rodziny i dzieci jako determinantach aktywności zawodowej kobiet. Wynika to zapewne z faktu, że te instrumenty polityki rodzinnej pomogły pogodzić wzrost dzietności ze wzrostem zatrudnienia kobiet w niektórych krajach uprzemysłowionych. Stosunkowo niewiele jest badań przekrojowych (*cross-country studies*) i uwzględniających świadczenia pieniężne jako determinantę podaży pracy kobiet. Przytoczyć tu można analizy Jaumotte [2003], Thevenona [2013], a także Gehringer i Klasena [2017].

W niniejszej pracy zbadano związek między wielkością świadczeń pieniężnych (w stosunku do PKB) a współczynnikiem aktywności zawodowej kobiet w podziale na grupy wiekowe. Uwzględniono przy tym inne instrumenty polityki rodzinnej (wydatki na usługi na rzecz rodziny i dzieci, długość urlopu macierzyńskiego i wychowawczego) oraz zmiany w strukturze wykształcenia, w strukturze demograficznej i sytuację na rynku pracy. Ze względu na dostępność danych analiza obejmuje 30 krajów OECD i okres od 2000 do 2015 roku. W celu zbadania problemu wykorzystano analizę korelacji i modele panelowe.

Praca składa się z pięciu części. W drugiej części przedstawiono mechanizmy oddziaływania świadczeń pieniężnych na podaż pracy i wyniki wcześniejszych badań empirycznych. Trzecia część zawiera omówienie danych wykorzystanych w pracy, analizę opisową zmian w aktywności zawodowej i jej głównych determinant. Czwarta część prezentuje analizę empiryczną. Piąta część to podsumowanie.

Teoria i wyniki wcześniejszych badań

Wyjaśnienia teoretyczne

Teoria ekonomii wskazuje kilka mechanizmów oddziaływania świadczeń pieniężnych na podaż pracy. Nie daje przy tym jednoznacznej odpowiedzi, jaki jest efekt netto tego oddziaływania. Mikroekonomiczny model podaży pracy zakładający wybór między pracą a czasem wolnym (zob. Borjas [2013, rozdz. 2]) skupia się na skutkach wzrostu dochodów. Świadczenia ograniczają podaż pracy gospodarstwa domowego, ponieważ zwiększają popyt na czas wolny, obniżają koszt alternatywny niepracowania, zniechęcają do poszukiwania pracy, zwiększając płacę progową. Niemniej, ostateczny efekt zależy od preferencji gospodarstw domowych, od tego, czy gospodarstwa domowe traktują czas wolny jako dobro normalne (na które rośnie popyt wraz ze wzrostem dochodów), czy jako dobro niższego rzędu (na które spada popyt wraz ze wzrostem dochodów). W pierwszym przypadku podaż pracy się obniża, w drugim – rośnie. Przyjmuje się jednak, że czas wolny jest dobrem normalnym i wzrost dochodów prowadzi do spadku podaży prac. Model zakładający wybór między pracą a czasem wolnym sugeruje również, że im większy udział świadczeń w dochodach gospodarstwa domowego, tym większe jest ich znaczenie przy podejmowaniu decyzji dotyczących aktywności zawodowej.

„Zbiorowa” wersja modelu, zaproponowana przez Chiappori [1988, 1992] oraz Apps i Rees [1997]², wskazuje na dystrybucyjny efekt dodatkowych dochodów. Świadczenia pieniężne zmniejszają koszt alternatywny pracy na rzecz gospodarstwa domowego i mogą prowadzić do substytucji pracy wewnątrz gospodarstwa domowego: zwiększenia pracy płatnej osób więcej zarabiających i ograniczenia czasu płatnej pracy osób zarabiających mniej. W praktyce oznacza to, że świadczenia pieniężne sprzyjają dezaktywizacji kobiet, ponieważ na ogół zarabiają one mniej niż mężczyźni.

W literaturze przedmiotu wskazuje się, że dodatkowe dochody wpływają nie tylko na wybór między pracą a czasem wolnym. Baird i in. [2018] twierdzą, że w krajach rozwijających się świadczenia pieniężne mogą sprzyjać aktywności zawodowej, poprawiając dostęp do żywności i stan zdrowia, zapewniając środki na poszukiwanie pracy lub podjęcie działalności gospodarczej, zmniejszając ryzyko związane z migracją w celu podjęcia lepszej pracy.

Modele uwzględniające koszt wychowania dziecka jako determinantę podaży pracy kobiet (zob. m.in. Blau, Robins [1988] i Connelly [1992]) implikują wniosek, że świadczenia pieniężne obniżają koszt opieki instytucjonalnej nad dzieckiem i w ten sposób mogą sprzyjać większej aktywności zawodowej kobiet. Teoria keynesowska sugeruje, że świadczenia pieniężne oddziałują na aktywność zawodową, ponieważ zwiększają popyt globalny i produkcję.

Przegląd wcześniejszych badań

Analizy empiryczne wskazują, że w państwach uprzemysłowionych skutki świadczeń pieniężnych dla aktywności zawodowej kobiet są zróżnicowane. W niektórych państwach świadczenia zmniejszyły podaż pracy kobiet. Hener [2016] zidentyfikował taki efekt w Niemczech, Shirle [2015] w Kanadzie, Naz [2004] w Norwegii. Z drugiej strony Sánchez-Mangas i Sánchez-Marcos [2008] pokazują, że w Hiszpanii świadczenia pieniężne, wprowadzone w 2003 r., zwiększyły podaż pracy kobiet. Podobnie twierdzą Hernandez i in. [2017] odnośnie do świadczeń wprowadzonych w Hiszpanii w 2007 roku.

Przekrojowe badanie Jaumotte [2003], analizujące skutki polityki rodzinnej w 17 państwach OECD w latach 1985–1999, wskazuje na negatywny wpływ świadczeń pieniężnych na podaż pracy kobiet. Podobne badanie Thevenona [2013], obejmujące 18 państw OECD i lata 1980–2007, dowodzi, że wpływ świadczeń pieniężnych jest zróżnicowany w poszczególnych krajach, zależny m.in. od innych instrumentów polityki rodzinnej. Natomiast wyniki Gehringer i Klasena [2017], uzyskane dla grupy 21 krajów UE (w tym kilku transformu-

² Apps i Rees [2007] oraz Donni i Ponthieux [2011] przedstawiają ewolucję modelu od podejścia „jednolitego” (*unitary*) do „zbiorowego” (*collective*). Podejście „jednolite” traktuje gospodarstwo domowe jako jednostkę, o jego funkcjonowaniu decydują wspólny dochód i wspólne preferencje. Podejście „zbiorowe” zakłada, że gospodarstwo domowe składa się z kilku osób o różnych preferencjach i dochodach, przy czym decyzje jednego z członków wpływają na decyzje pozostałych.

jących się) w latach 1997–2008, wskazują, że nie ma jednoznacznego związku między nakładami na politykę rodzinną a aktywnością zawodową kobiet.

Jednocześnie analizy pokazują zróżnicowane oddziaływanie świadczeń na rzecz dzieci w przekroju społeczno-zawodowym. Według Naza [2004] w Norwegii najsilniej spadło zatrudnienie wśród kobiet z wyższym wykształceniem. Shirle [2015] dowodzi, że w Kanadzie zatrudnienie zmniejszyło się najbardziej wśród kobiet słabo wykształconych. Według Sánchez-Man-gas i Sánchez-Marcos [2008] w Hiszpanii świadczenia pieniężne zwiększyły przede wszystkim aktywność zawodową kobiet z wykształceniem podstawowym i średnim. Koebel i Shirle [2016] dowodzą, że w Kanadzie świadczenia zwiększyły aktywność zawodową kobiet rozwiedzionych i zmniejszyły mężatek.

W najnowszej polskiej literaturze przedmiotu analizowane są skutki wprowadzenia programu „Rodzina 500+” dla podaży pracy kobiet. Według Premika [2017] wypłacane w jego ramach świadczenia zachęcały matki dzieci w wieku szkolnym do większej aktywności zawodowej i przyczyniły się do niewielkiego spadku aktywności zawodowej matek najmłodszych dzieci oraz wzrostu aktywności ich ojców. Natomiast Myck [2016] oraz Magda i in. [2018] ustalili, że program „Rodzina 500+” obniżył podaż pracy kobiet, głównie słabiej wykształconych i pochodzących z małych miejscowości.

Aktywność zawodowa kobiet i jej determinanty

Dane

Ze względu na dostępność danych analiza obejmuje okres 2000–2015 i uwzględnia 30 państw OECD. W skład próby wchodzi kraje, które wstąpiły do UE przed 1996 r.: Austria, Belgia, Dania, Francja, Finlandia, Grecja, Irlandia, Hiszpania, Holandia, Niemcy, Luksemburg, Portugalia, UK, Szwecja, Włochy; kraje będące członkami UE i transformujące swoje gospodarki: Czechy, Słowacja, Polska i Węgry; kraje europejskie nienależące do UE: Islandia, Norwegia, Szwajcaria. Analiza uwzględnia również kraje spoza Europy: Australię, Japonię, Kanadę, Koreę Płd., Meksyk, Nową Zelandię, Turcję i Stany Zjednoczone. Co jest ważne, próba ta obejmuje państwa realizujące różne modele polityki rodzinnej (omawia je m.in. Balcerzak-Paradowska [2014]).

W analizie wykorzystano roczne dane z baz OECD.Stat, ILOSTAT, Eurostat i World Development Indicators Banku Światowego. Głównym źródłem informacji jest baza OECD.Stat, w tym OECD Family Data Base (*Public spending on family benefits*)³. Pochodzą z niej dane o nakładach na politykę rodzinną, liczebności kobiet, współczynnikach aktywności zawodowej, stopie bezrobocia, PKB *per capita*, wynagrodzeniach realnych, luce płacowej między kobietami i mężczyznami, współczynniku dzietności. Z bazy ILOSTAT

³ <http://www.oecd.org/els/family/database.htm> (dostęp: 2.10.2019).

zaczepnięto informacje o liczebności kobiet z wyższym wykształceniem⁴. Bazy Eurostat i Banku Światowego wykorzystano w celu uzupełnienia informacji o stopie bezrobocia w niektórych państwach OECD (Francji, Islandii, Meksyku, Szwajcarii, Szwecji i Turcji).

Aktywność zawodowa kobiet i polityka rodzinna

W niniejszej analizie miarą podaży pracy jest współczynnik aktywności zawodowej (*Labour Force Participation Rate* – LFPR), wyznaczany przez stosunek aktywnych zawodowo (pracujących i bezrobotnych) do ludności w wieku produkcyjnym. Wysokość LFPR zależy od struktury demograficznej: wskaźnik ten rośnie, jeśli zwiększa się np. odsetek kobiet w wieku, który cechuje wysoka aktywność zawodowa. Determinuje go również aktywność zawodowa poszczególnych grup wiekowych, która może się zmieniać m.in. w zależności od polityki rodzinnej, czynników kulturowych lub wahań koniunktury gospodarczej.

Polityka rodzinna jest rozumiana jako świadczenia pieniężne na rzecz rodziny i dzieci, usługi na rzecz rodziny i dzieci, ulgi podatkowe dla rodzin, płatne urlopy macierzyńskie i wychowawcze⁵. Bradshaw i Finch [2002] oraz Adema i in. [2014] pokazują, że instrumenty te powszechnie stosuje się w krajach OECD, choć różnią się one pod względem wielkości, warunków i czasu ich otrzymywania. Ze względu na niekompletność danych w niniejszym badaniu nie uwzględniono ulg podatkowych.

Poszczególne instrumenty polityki rodzinnej są rozumiane zgodnie z definicją OECD⁶. Przykładowo, świadczenia pieniężne na rzecz rodzin z dziećmi (*child-related cash transfers to families with children*) obejmują: świadczenia na dzieci (uzależnione niekiedy od wysokości dochodów, liczby dzieci lub ich wieku), wsparcie ze środków publicznych w okresie urlopu rodzicielskiego oraz, w niektórych krajach, wsparcie finansowe niepełnych rodzin. Miarą świadczeń pieniężnych jest udział w PKB. Tego typu definicja i miara ułatwiają analizę porównawczą, niemniej nie uwzględniają faktu, że w poszczególnych krajach świadczenia pieniężne różnią się konstrukcją (wysokością, warunkami przyznawania czy okresem wypłacania), co może determinować wpływ na podaż pracy (zob. Bastagli i in. [2016]).

Świadczenia pieniężne stanowią największą część wydatków w ramach polityki rodzinnej. W 2015 r. w krajach OECD (32) świadczenia stanowiły przeciętnie 1,23% PKB, wydatki na usługi na rzecz rodziny i dzieci (*public spending on services for families with children*) 0,94% PKB, zaś ulgi podatkowe (*financial support for families provided through the tax system*) 0,22% PKB⁷.

⁴ https://www.ilo.org/ilostat-files/Documents/description_EDU_EN.pdf (dostęp: 27.11.2019).

⁵ Polityka rodzinna jest różnie definiowana w badaniach empirycznych. Podobną definicję stosuje Thevenon (2013), a także Gehringer i Klasen (2017). Natomiast Hegewisch i Gornick (2011) oraz Olivetti i Petrongolo (2017) utożsamiają politykę rodzinną z urlopami macierzyńskimi i wychowawczymi oraz wydatkami publicznymi na opiekę nad dziećmi.

⁶ http://www.oecd.org/els/soc/PF1_1_Public_spending_on_family_benefits.pdf (dostęp 15.11.2019).

⁷ <http://www.oecd.org/els/family/database.htm>, PF1.1

Tabela 1 pokazuje, że poszczególne państwa różnią się pod względem aktywności zawodowej kobiet i polityki rodzinnej. Najwyższa aktywność zawodowa cechuje kobiety w krajach skandynawskich (Islandia, Szwecja, Norwegia, Dania) i jest skorelowana z wysokimi nakładami na usługi dla rodziny i dzieci. Najmniejsza aktywność zawodowa występuje w Grecji, Włoszech, a także w Korei, Meksyku i Turcji. Towarzyszą temu niskie świadczenia pieniężne, niskie nakłady na usługi dla rodziny i dzieci oraz krótkie urlopy macierzyńskie i wychowawcze (*paid maternity and parental leave available to mothers*). Ciekawymi przypadkami są USA i Węgry. USA cechują wysoka aktywność zawodowa i niewielkie nakłady na politykę rodzinną, Węgry charakteryzują relatywnie niska aktywność zawodowa i wysokie nakłady na politykę rodzinną. Jeśli chodzi o wysokość świadczeń pieniężnych, to najwyższe były w Luksemburgu, Austrii, Irlandii i Wielkiej Brytanii, zaś najniższe w krajach pozaeuropejskich – Turcji, USA i Korei. Najdłuższe płatne urlopy macierzyńskie i wychowawcze oferują Słowacja, Węgry, Finlandia i Czechy.

Z rysunku 1 wynika, że w latach 2000–2015 w większości krajów aktywność zawodowa kobiet się zwiększyła, przy czym szczególnie silny wzrost nastąpił w grupie 45+. Rysunek 1 pokazuje, jak zmieniły się współczynniki aktywności zawodowej kobiet w wieku produkcyjnym (15–64 lata) i w podziale na pięć grup wiekowych: 15–24; 25–34; 35–44; 45–54; 55–64. Poszczególne punkty na rysunkach są wyznaczone przez wartości współczynników (np. LFPR 15–64) w 2000 i 2015 roku. Punkty powyżej przekątnej wskazują, że aktywność zawodowa wzrosła, punkty poniżej przekątnej – że aktywność się zmniejszyła.

W przypadku kobiet w wieku produkcyjnym (15–64 lata) w wielu krajach aktywność zawodowa kobiet się zwiększyła. Niemniej wzrosty były zróżnicowane. Szczególnie wysokie były w Hiszpanii i Luksemburgu, nie było większych zmian w Norwegii, Danii, Słowacji i Polsce. Wyjątkiem są Stany Zjednoczone, gdzie aktywność zawodowa znacząco spadła⁸.

Jeśli chodzi o zmiany w przekroju wiekowym, to z jednej strony widać spadek aktywności w grupie 15–24, z drugiej jej wzrost w grupie 45+. W przypadku krajów należących do UE Gros [2019] tłumaczy wzrost LFPR w grupie 45+ zmianami w strukturze demograficznej i reformami emerytalnymi. Starzenie się społeczeństwa spowodowało, że wiek 45+ przekroczyły osoby, które wchodziły na rynek pracy w latach 80. i 90. XX wieku i które cechuje większa aktywność zawodowa niż poprzednie pokolenia. Zaś wprowadzone w wielu krajach europejskich reformy emerytalne ograniczyły liczbę osób przechodzących na emeryturę.

Rysunek 1 potwierdza także zróżnicowanie aktywności zawodowej poszczególnych grup wiekowych. Aktywność jest relatywnie wysoka w każdej z trzech

⁸ Przyczyny tego spadku są przedmiotem licznych analiz. Aaronson D. i in. [2014] oraz Aaronson S. i in. [2014] wskazują na działanie czynników strukturalnych, takich jak przechodzenie pokolenia *baby boomers* na emeryturę, spadek aktywności wśród młodych osób (co może mieć związek ze wzrostem zamożności), a także pogorszenie się sytuacji makroekonomicznej w wyniku światowego kryzysu finansowego.

grup w przedziale wiekowym 25–54 lata (punkty są skupione w prawym górnym rogu), natomiast relatywnie niska w grupie najmłodszej (15–24 lata) i najstarszej (55–64 lata).

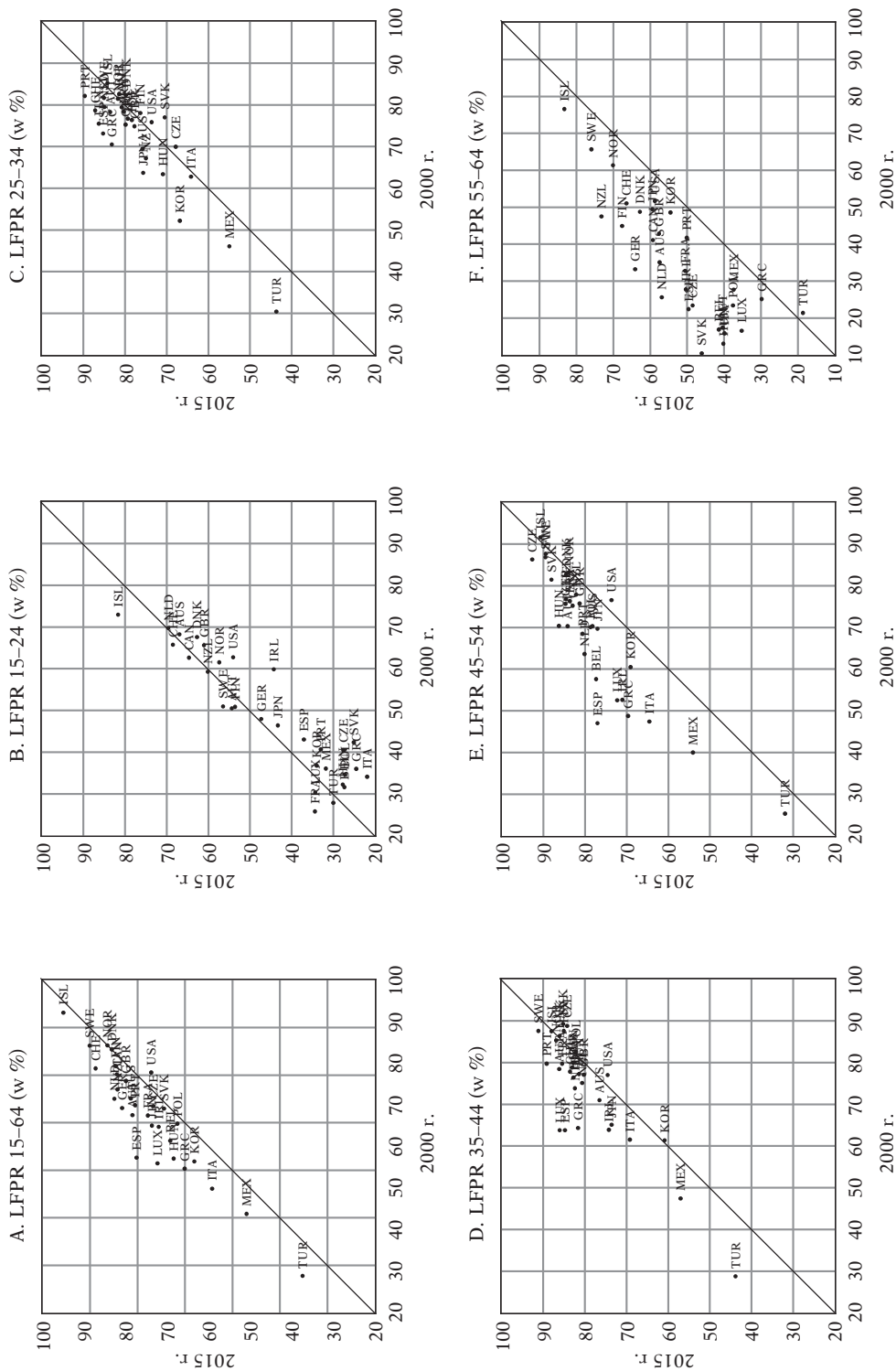
Tabela 1. Współczynniki aktywności zawodowej i instrumenty polityki rodzinnej (średnie roczne, 2000–2015)*

Kraj	LFPR 15–64 (w %)	Udział świadczeń pieniężnych w PKB (w %)	Udział usług dla rodziny i dzieci w PKB (w %)	Płatny urlop macierzyński i wychowawczy (w tygodniach)
Australia	68,8	2,1	0,7	18,0*
Austria	66,9	2,3	0,5	74,6
Belgia	59,8	1,8	0,9	29,1
Kanada	73,4	1,0	0,2	50,4
Czechy	63,0	1,5	0,5	136,0
Dania	75,9	1,5	2,1	50,5
Finlandia	73,1	1,5	1,4	159,8
Francja	64,9	1,5	1,4	35,5
Niemcy	68,7	1,2	0,8	61,2
Grecja	55,3	0,8	0,0	30,0
Węgry	55,8	2,0	1,1	160,0
Islandia	83,3	1,2	1,9	26,0
Irlandia	63,6	2,3	0,6	22,5
Włochy	50,8	0,7	0,6	47,7
Japonia	62,2	0,5	0,4	58,0
Korea Płd.	54,6	0,1	0,5	55,4
Luksemburg	58,5	2,9	0,6	42,0
Meksyk	44,4	0,3	0,6	12,0
Holandia	70,2	0,7	0,8	25,8
Nowa Zelandia	71,0	2,0	0,9	13,7*
Norwegia	76,0	1,5	1,5	89,1
Polska**	58,8	0,8	0,4	25,4
Portugalia	68,1	0,7	0,5	22,8
Słowacja	62,2	1,5	0,4	164,0
Hiszpania	62,7	0,5	0,7	16,0
Szwecja	77,4	1,4	1,9	59,8
Szwajcaria	75,4	1,2	0,3	13,5*
Turcja	29,2	0,2	0,1	15,3
Wielka Brytania	70,2	2,1	1,1	31,8
USA	68,8	0,1	0,6	0,0

Uwaga: * w przypadku urlopów macierzyńskich i wychowawczych dane Australii obejmują okres 2011–2015, Nowej Zelandii 2003–2015, Szwajcarii 2005–2015; ** w przypadku Polski dane o świadczeniach pieniężnych i usługach dla rodzin i dzieci dla okresu 2000–2014.

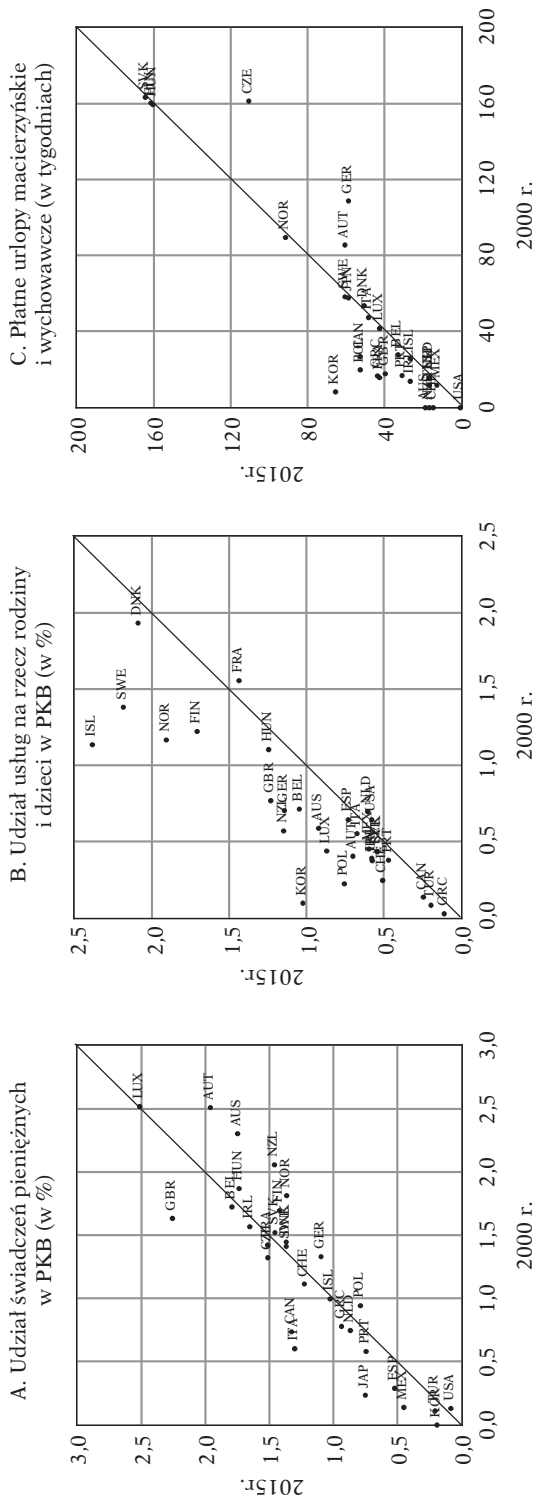
Źródło: OECD i obliczenia własne.

Rysunek 1. Współczynniki aktywności zawodowej kobiet w wybranych grupach wiekowych w 2000 i 2015 roku



Uwaga: Użyto kodów nazw krajów według standardu ISO-3. W przypadku Polski dane o świadczeniach i usługach dla rodziny i dzieci dotyczą 2014 roku. Źródło: OECD.

Rysunek 2. Instrumenty polityki rodzinnej w 2000 i 2015 roku



Uwaga: Użyto kodów nazw krajów według standardu ISO-3. Polska – dane o świadczeniach pieniężnych i usługach dla rodziny i dzieci dotyczą 2014 roku. Źródło: OECD.

W przypadku polityki rodzinnej trendy są niejednoznaczne. Rysunek 2 pokazuje, że w latach 2000–2015, po pierwsze, kraje o relatywnie niskich świadczeniach pieniężnych (Hiszpania, Japonia, Meksyk) zwiększyły je, zaś kraje o relatywnie wysokich świadczeniach (Australia, Austria, Nowa Zelandia, Norwegia) obniżyły je. W innych krajach (Belgii, Islandii, Szwajcarii, Irlandii) świadczenia były relatywnie stabilne. Po drugie, większość krajów zwiększyła wydatki na usługi dla rodziny i dzieci, w szczególności kraje skandynawskie (Islandia, Szwecja, Norwegia, Finlandia), a także Korea Płd. Po trzecie, jeśli chodzi o urlopy macierzyńskie i wychowawcze, to podobnie jak w przypadku świadczeń, kraje, w których urlopy były relatywnie krótkie (Korea Płd., Kanada, Polska), wydłużyły je. Natomiast kraje, w których urlopy były relatywnie długie (Czechy, Niemcy, Austria) – skróciły je.

Inne determinanty aktywności zawodowej

Polityka rodzinna jest jedną z determinant podaży pracy kobiet, kształtują ją również inne czynniki. Przykładowo Goldin [2006], analizując podaż pracy kobiet w USA w XX wieku, uwzględnia takie determinanty jak: wzrost popytu na pracę kobiet, postęp technologiczny, zmiany w strukturze wiekowej i wykształceniu kobiet, zmiany postaw społecznych wobec pracy kobiet, zmiany w modelu rodziny i dzietności czy wzrost wynagrodzeń kobiet. Analiza tych czynników wykracza poza ramy niniejszego artykułu, jednak należy mieć świadomość, że one również wpływają na podaż pracy.

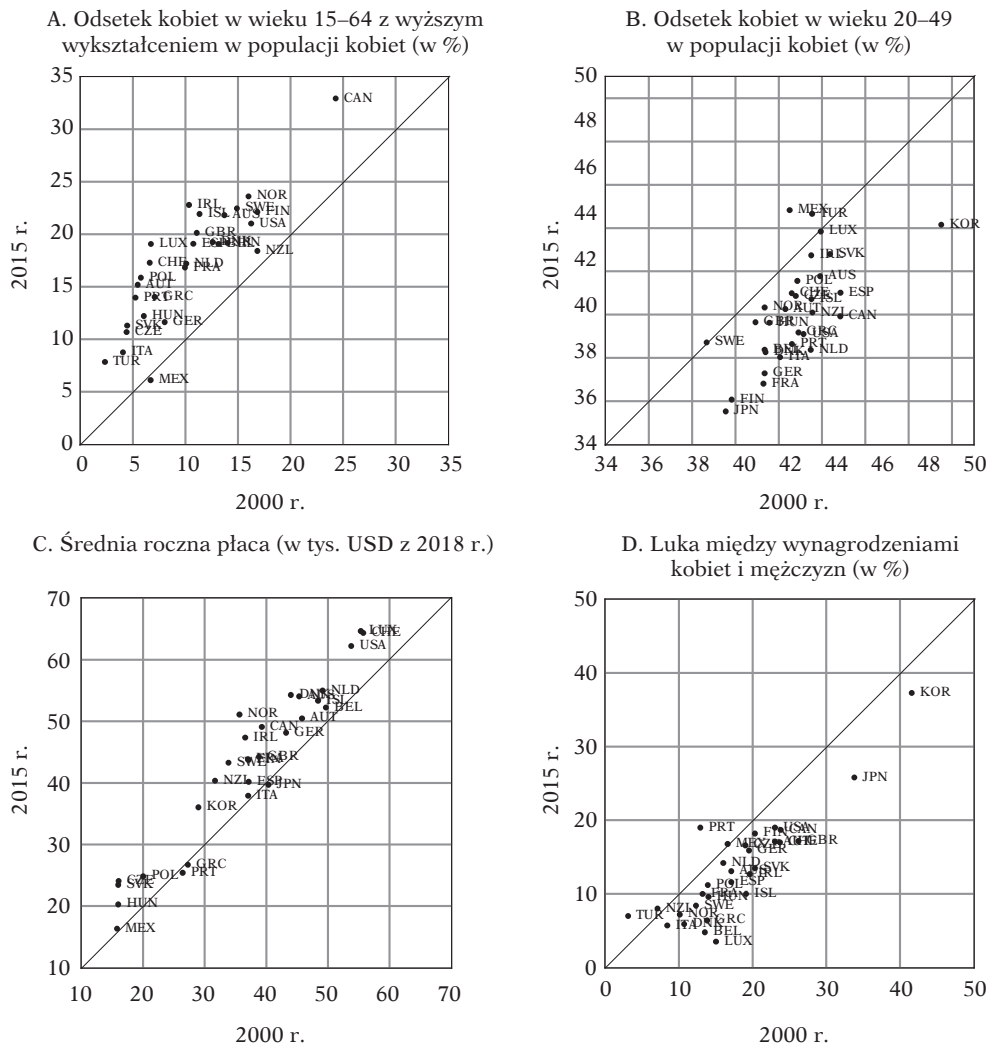
Gros [2019] oraz Fernández i Turégano [2018] wskazują, że w ostatnich dekadach w krajach uprzemysłowionych kluczowymi determinantami podaży pracy są wzrost liczebności osób z wyższym wykształceniem i starzenie się społeczeństw. Rysunek 3 pokazuje, że w analizowanym okresie zwiększyła się liczebność kobiet z wyższym wykształceniem, które na ogół cechuje wysoka aktywność zawodowa, co jest czynnikiem sprzyjającym wzrostowi podaży pracy kobiet. Jednocześnie zmniejszyła się liczebność kobiet w wieku 20–49 lat. Skutki tej zmiany dla aktywności zawodowej są niejednoznaczne. Z jednej strony, kurczy się grupa, którą cechuje wysoka aktywność zawodowa. Z drugiej strony, rośnie aktywność zawodowa wśród kobiet 50+, ponieważ wiek ten przekroczyły osoby, które cechuje większa aktywność zawodowa niż poprzednie pokolenia.

Mikroekonomiczny model podaży pracy sugeruje, że kluczowe znaczenie dla aktywności zawodowej ma wzrost płac. Okazało się, że prawie we wszystkich krajach wzrosły realne wynagrodzenia (zob. rysunek 3). Jednocześnie w wielu krajach zmniejszyła się luka między wynagrodzeniem mężczyzn i kobiet. Świadczy to o tym, że w większym stopniu z tego wzrostu korzystały kobiety. Tę zmianę również można uznać za korzystną dla aktywności zawodowej kobiet.

Dla zrozumienia przyczyn zmian w podaży pracy (i jej modelowania) ważne jest, że poszczególne determinanty wchodzi w interakcje i związki przyczynowo-skutkowe są złożone. Badanie Goldin [2006] sugeruje na przykład związek między wzrostem liczebności kobiet z wyższym wykształceniem,

„przesunięciem” kobiet od tradycyjnych dla nich zawodów, jak nauczycielka czy pielęgniarka, do zawodów lepiej płatnych, jak lekarz czy prawnik, oraz wzrostem wynagrodzeń kobiet i zmniejszeniem luki płacowej między kobietami i mężczyznami.

Rysunek 3. Wybrane determinanty podaży pracy w 2000 i 2015 roku



Uwaga: Użyto kodów nazw krajów według standardu ISO-3.

Kobiety z wyższym wykształceniem: a) Turcja i Japonia – dane z 2002 r.; Australia i Nowa Zelandia – dane dla 2015 r. oszacowano, sumując liczbę kobiet z wykształceniem wyższym I, II i III stopnia, b) luka w wynagrodzeniach: Szwajcaria i Włochy 2000–2014; Polska 2001–2014; Francja, Hiszpania, Holandia, Luksemburg 2002–2014; Słowacja i Dania 2002–2015; Grecja, Islandia i Portugalia 2004–2015; Meksyk 2005–2014; Turcja 2006–2014.

Źródło: ILO, OECD i obliczenia własne.

Analiza empiryczna

Związki korelacyjne

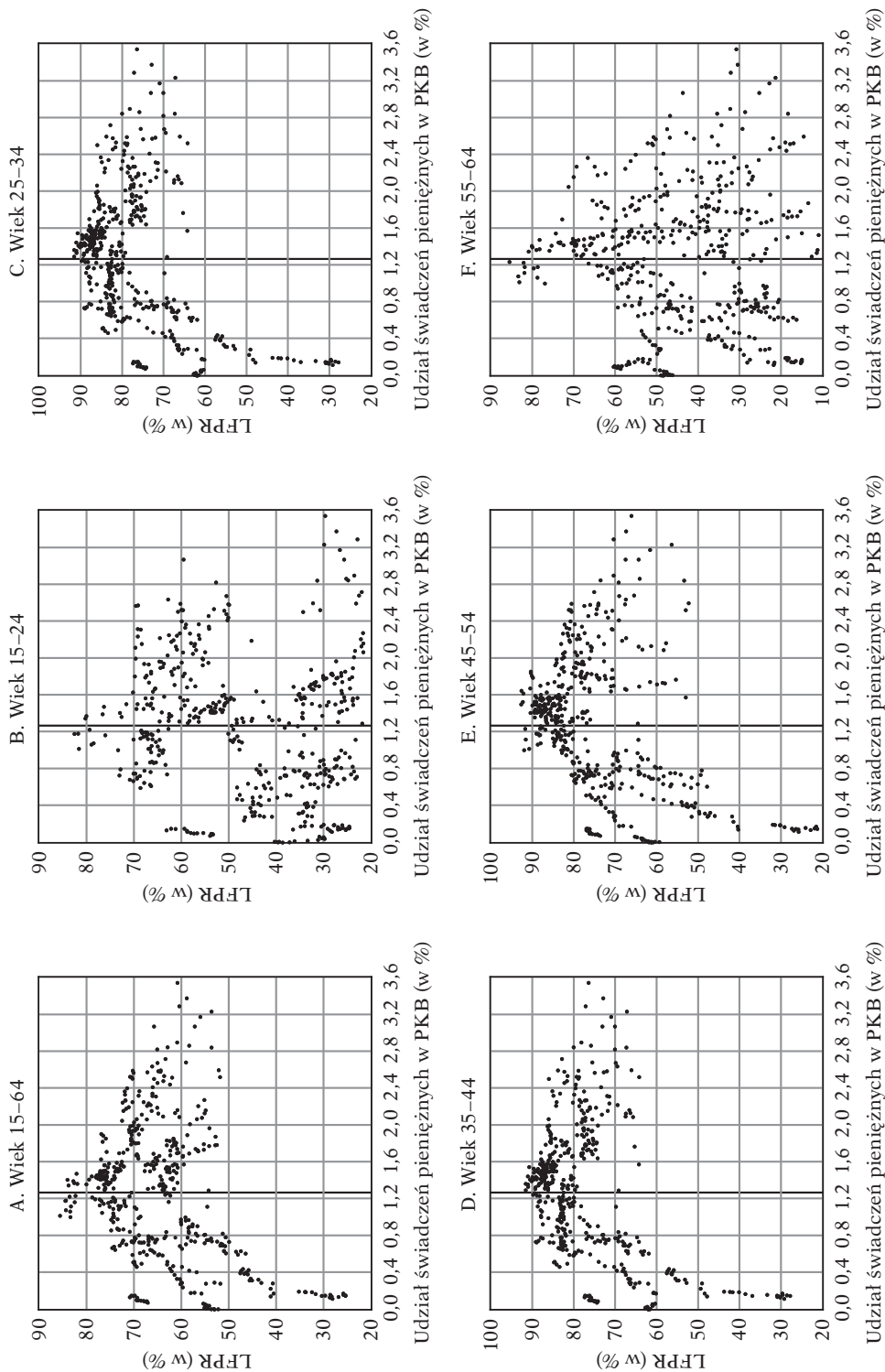
Aby zrealizować cel analizy, najpierw zbadano siłę i charakter związków korelacyjnych między wskaźnikiem LFPR kobiet w wieku 15–64 lata a wybranymi determinantami podaży pracy kobiet. Jako determinanty uwzględniono po pierwsze, instrumenty polityki rodzinnej: nakłady na świadczenia pieniężne (w stosunku do PKB), nakłady na usługi dla rodzin i dzieci (w stosunku do PKB), długość płatnego urlopu macierzyńskiego i wychowawczego (w tygodniach). Po drugie, inne czynniki: udział kobiet w wieku 15–64 lata z wyższym wykształceniem w populacji kobiet, udział kobiet w wieku 20–49 lat w populacji kobiet, PKB *per capita*, poziom realnych wynagrodzeń, współczynnik dzietności, średni wiek kobiety rodzącej i stopę bezrobocia wśród kobiet.

Tabela A1 zamieszczona w Aneksie prezentuje oszacowany współczynnik korelacji Pearsona dla wszystkich obserwacji. Wyniki sugerują występowanie słabej jednokierunkowej zależności między wielkością nakładów na świadczenia pieniężne a LFPR kobiet w wieku 15–64 lata (współczynniki korelacji 0,33). Jednak dodatkowa graficzna analiza (zob. rysunek 4) wskazuje na nieliniową zależność. W przypadku relatywnie małych udziałów świadczeń pieniężnych w PKB (mniejszych od średniej grupowej) zależność jest dodatnia, natomiast w przypadku relatywnie dużych udziałów (większych od średniej dla grupy) zależność jest ujemna. Nieliniowa zależność występuje przede wszystkim w przypadku LFPR kobiet w wieku 25–54 lata.

Tabela A1 zamieszczona w Aneksie wskazuje również, że występują dość silne i statystycznie istotne związki korelacyjne między LFPR kobiet w wieku 15–64 lata a odsetkiem kobiet z wyższym wykształceniem (0,64), usługami na rzecz rodziny i dzieci (0,55), poziomem płac realnych (0,53), PKB *per capita* (0,45) i odsetkiem kobiet w wieku 20–49 lat (–0,43). Jednocześnie wartość współczynników korelacji sugeruje współzależność determinant podaży pracy. Przykładowo, świadczenia pieniężne są pozytywnie skorelowane z PKB *per capita* (0,46), co może wskazywać, że ich wysokość zależy od poziomu rozwoju gospodarczego. Liczebność kobiet z wyższym wykształceniem jest pozytywnie skorelowana z poziomem płac realnych (0,49), średnim wiekiem kobiety rodzącej (0,41) oraz poziomem PKB *per capita* (0,39).

Udział świadczeń pieniężnych w PKB informuje o wielkości wydatków publicznych na ten instrument polityki rodzinnej. Dla gospodarstw domowych ważny jest udział świadczeń w ich dochodach. Dodatkowa analiza (zob. rysunek 5) pokazuje pozytywną zależność między nakładami na świadczenia pieniężne a ich udziałem w przeciętnej płacy. Im większe nakłady na świadczenia pieniężne, tym większy udział maksymalnych świadczeń na jedno dziecko w wieku 3–12 lat w przeciętnej płacy (współczynnik korelacji Pearsona 0,64). Sugeruje to, że wraz ze wzrostem udziału świadczeń pieniężnych w PKB zwiększają się również ich udziały w dochodach gospodarstw domowych i tym samym rośnie ich znaczenie w kontekście decyzji dotyczących aktywności zawodowej.

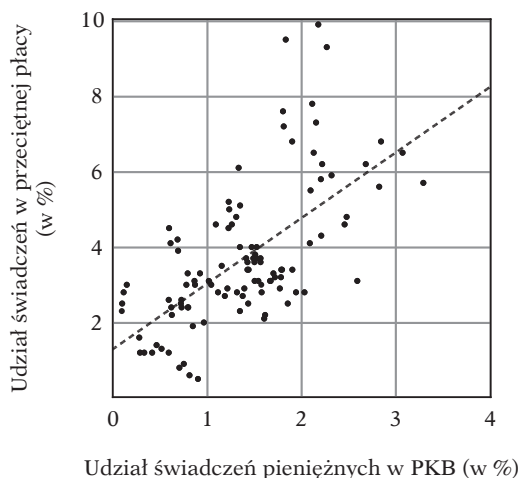
Rysunek 4. Udział świadczeń pieniężnych w PKB a współczynniki aktywności zawodowej wybranych grup wiekowych (2000–2015)



Uwaga: pionowa linia wyznacza średnią wartość udziałów świadczeń pieniężnych w PKB dla całej próby w latach 2000–2005.

Źródło: OECD.

Rysunek 5. Udział świadczeń pieniężnych w PKB i w przeciętnej płacy*



Uwaga: * maksymalny udział świadczenia na jedno dziecko w wieku 3–12 lat w przeciętnej płacy⁹; 27 państw; lata: 2002; 2005; 2007; 2010.

Źródło: OECD.

Regresja panelowa

W celu zbadania wpływu świadczeń pieniężnych na podaż pracy kobiet wykorzystano następujący model:

$$\ln(lfpr_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(c_{it}) I^+ + \beta_2 \ln(c_{it}) I^- + \beta_3 \ln(fp_{it}) + \beta_4 \ln(x_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

gdzie: $lfpr$ – współczynnik aktywności zawodowej, c – udział świadczenia pieniężnego w PKB, fp – wektor zmiennych związanych z polityką rodzinną, x – wektor zmiennych kontrolnych oraz

$$I^+ = \begin{cases} 1, & \text{jeśli } \bar{c}_i \geq \gamma, \\ 0, & \text{jeśli } \bar{c}_i < \gamma, \end{cases}$$

$$I^- = \begin{cases} 1, & \text{jeśli } \bar{c}_i < \gamma, \\ 0, & \text{jeśli } \bar{c}_i \geq \gamma. \end{cases}$$

\bar{c}_i – średni udział świadczenia pieniężnego w PKB w kraju i w latach 2000–2015, γ – średnia wartość świadczeń pieniężnych w PKB w badanej próbie w latach 2000–2015.

⁹ Szczegółowe informacje o sposobie obliczenia udziału świadczeń w płacach i płacy przeciętnej można znaleźć na <http://www.oecd.org/social/benefits-and-wages/policytablesforallyears.htm> (tabela Family benefits) oraz <https://data.oecd.org/earnwage/average-wages.htm> (dostęp: 3.03.2020).

Zmienne objaśniające obejmują, po pierwsze, instrumenty polityki rodzinnej: świadczenia pieniężne na rzecz rodziny i dzieci (udział w PKB), wydatki na usługi dla rodziny i dzieci (udział w PKB), długość płatnego urlopu macierzyńskiego i wychowawczego (w tygodniach). Takie podejście umożliwia zbadanie znaczenia poszczególnych instrumentów polityki rodzinnej dla podaży pracy kobiet. Uwzględnia jednak tylko finansowy wymiar świadczeń pieniężnych, nie uwzględnia zaś elementów „jakościowych” wynikających z konstrukcji świadczeń czy interakcji z innymi instrumentami. W literaturze przedmiotu niekiedy (np. Gornick i in. [1998]) traktuje się politykę rodzinną jako pewien „pakiet” i mierzy się jej „przyjazność dla rodziny” (*family-friendly policy*) jedynym zbiorowym wskaźnikiem zbudowanym na podstawie kilku innych wskaźników. Uniemożliwia to jednak zdezagregowaną analizę.

Po drugie, zmienne objaśniające obejmują tzw. zmienne kontrolne, których celem jest uwzględnienie wpływu innych czynników niż instrumenty polityki rodzinnej. Doboru tych zmiennych dokonano, kierując się wcześniejszymi wynikami badań empirycznych, które potwierdzają ich wpływ na podaż pracy kobiet, i testując modele z różnymi zestawami zmiennych objaśniających. Uwzględniono zmienne odzwierciedlające wpływ długookresowych trendów strukturalnych na aktywność zawodową kobiet. Takim trendem jest wzrost liczebności kobiet z wyższym wykształceniem. Ilustruje go zmienna: udział kobiet w wieku 15–64 lata z wyższym wykształceniem w populacji kobiet. Innym ważnym trendem jest starzenie się populacji. Wyznacza go udział kobiet w wieku 20–49 lat w populacji kobiet. Ponadto, uwzględniono wpływ bieżącej sytuacji na rynku pracy na aktywność zawodową kobiet, włączając do równania stopę bezrobocia kobiet¹⁰.

Wykorzystany w analizie model jest podobny do używanych w badaniach empirycznych (zob. Jaumotte [2003], Thevenona [2013], Gehringer, Klasen [2017]). Jednak w odróżnieniu od wcześniejszych badań przyjęto, że zależność między nakładami na świadczenia pieniężne a podażą pracy jest nieliniowa. W analizowanej próbie wyodrębniono dwie grupy państw ze względu na wielkość udziału świadczeń pieniężnych w PKB. W pierwszej grupie są państwa, w których średnie udziały w latach 2000–2015 są powyżej średniej dla całej próby. W drugiej grupie są kraje, w których średnie udziały w latach 2000–2015 są poniżej średniej dla całej grupy. (W tabeli A2, zamieszczonej w Aneksie, zawarto statystyki opisowe charakteryzujące całą próbę i obie grupy.) Podziału dokonano, ponieważ wcześniejsza analiza (zob. rysunek 4) wskazuje na nieliniowy charakter zależności między świadczeniami pieniężnymi a współczynnikiem LFPR (pozytywny w przypadku świadczeń poniżej średniej grupowej i negatywny, jeśli świadczenia są powyżej średniej).

Jako narzędzie badawcze wykorzystano modele panelowe z efektami stałymi i efektami zmiennymi. Ze względu na problemy z autokorelacją i heteroskedą-

¹⁰ W pracach analizujących wpływ koniunktury na podaż pracy często jako zmienną objaśniającą wykorzystuje się stopę bezrobocia (np. Van Zandweghe [2012]; Hornstein [2013]; Aaronson i in. [2006]; Erceg, Levin [2013]; Fuchs, Weber [2017]).

stycznością składnika losowego zastosowano metodę Arellano. Model 1 oszacowano dla grup wiekowych: 15–64, 15–24, 25–34, 35–44, 45–54 i 55–64, ponieważ wiek jest ważną determinantą dzietności, a tym samym decyduje o tym, kto jest beneficjentem polityki rodzinnej. Szacunki przeprowadzono, uwzględniając różne zestawy zmiennych objaśniających: tylko instrumenty polityki rodzinnej; instrumenty polityki rodzinnej i jedną ze zmiennych kontrolnych (stopa bezrobocia, odsetek kobiet z wyższym wykształceniem, odsetek kobiet w wieku 20–49 lat); instrumenty polityki rodzinnej i wszystkie zmienne kontrolne.

W tabelach A3–A7, zamieszczonych w Aneksie, zawarto oceny parametrów uzyskane za pomocą modeli z efektami stałymi i efektami zmiennymi. W większości przypadków oceny uzyskane za pomocą obu modeli prowadzą do zbliżonych wniosków. Niemniej, w przypadku grupy w wieku 25–34 lata test Hausmana potwierdza stałość efektów indywidualnych. Dlatego w przypadku tej grupy przy interpretacji uzyskanych parametrów preferowany jest model z efektami stałymi.

Stwierdzono, że polityka rodzinna kształtuje przede wszystkim podaż pracy kobiet w wieku 25–34 lata. W tej grupie wiekowej aktywność zawodowa zależy od wysokości świadczeń pieniężnych. Co ważne, charakter tej zależności jest determinowany przez wielkość udziału świadczenia w PKB; aktywność zawodową ograniczają relatywnie wysokie świadczenia pieniężne (powyżej średniej) i zwiększają relatywnie niskie świadczenia pieniężne (poniżej średniej). W przypadku grupy 25–34 lata wszystkie parametry uzyskane dla świadczeń pieniężnych za pomocą regresji z efektami stałymi są statystycznie istotne i ujemne, jeśli udział świadczeń w PKB był większy od średniej oraz dodatnie, jeśli udział był mniejszy od średniej. Niektóre szacunki wskazują, że aktywność zawodowa kobiet w wieku 35–44 lata również zależy od świadczeń pieniężnych. Wynika to zapewne z faktu, że kobiety w wieku 25–44 lata na ogół wychowują małe dzieci i korzystają ze świadczeń pieniężnych na ich rzecz. W przypadku grupy 25–34 lata uzyskane parametry wskazują, że większej aktywności zawodowej sprzyjają także inne instrumenty polityki rodzinnej – nakłady na usługi na rzecz rodziny i dzieci, płatne urlopy macierzyńskie i wychowawcze. Prawdopodobnie ma to związek z faktem, że w analizowanej próbie przeciętny wiek kobiety rodzącej wynosił około 30 lat.

Stwierdzono również, że aktywność zawodową kobiet kształtują takie czynniki, jak zmiany w strukturze ze względu na wykształcenie i wiek oraz sytuacja na rynku pracy. Podobnie jak w przypadku polityki rodzinnej ich znaczenie było zróżnicowane w poszczególnych grupach wiekowych. Wzrost liczebności kobiet z wyższym wykształceniem sprzyjał wyższej aktywności zawodowej wszystkich grup wiekowych, z wyłączeniem grupy 15–24 lata. Wyjątek ten prawdopodobnie wynika z faktu, że do tej grupy wiekowej należą kobiety uczące się i studiujące. Zmiany w liczebności kobiet w wieku 20–49 lat, *de facto* spadek ich liczebności ilustrujący proces starzenia się populacji, prowadzą do wzrostu aktywności zawodowej kobiet w wieku 45+. Stopa bezrobocia, która odzwierciedla wpływ koniunktury gospodarczej na podaż pracy, wywołuje „efekt dodatkowego pracownika” głównie wśród kobiet w wieku 35–54 lata.

Podsumowanie

W niniejszej pracy zbadano związek między udziałem świadczeń pieniężnych w PKB a podażą pracy kobiet w 30 krajach OECD w latach 2000–2015. Na podstawie badania wykorzystującego modele panelowe stwierdzono, że w krajach o relatywnie niskich świadczeniach sprzyjają one aktywności zawodowej kobiet, natomiast w krajach o świadczeniach relatywnie wysokich wywierają na nią negatywny wpływ. Przy czym świadczenia pieniężne kształtują przede wszystkim podaż pracy kobiet w wieku 25–34 lata, które są ich głównymi beneficjentkami. Większej aktywności zawodowej kobiet sprzyjają również nakłady na usługi na rzecz rodziny i dzieci oraz płatne urlopy macierzyńskie i wychowawcze. Analiza potwierdza także istotny wpływ liczebności kobiet z wyższym wykształceniem i starzenia się społeczeństw na aktywność zawodową kobiet.

Dla polityki gospodarczej oznacza to, że wysokie wydatki na świadczenia pieniężne na rzecz dzieci mogą negatywnie wpływać na podaż pracy. Mniej ryzykowne pod tym względem są inne instrumenty polityki rodzinnej – usługi na rzecz rodziny i dzieci oraz płatne urlopy macierzyńskie i wychowawcze. Niemniej wpływ świadczeń pieniężnych na podaż pracy kobiet jest tylko jednym z elementów ich oceny. Pełniejsza ocena wymaga uwzględnienia innych następstw wysokich świadczeń, oddziaływania na ograniczenie nierówności dochodowych, ubóstwa czy wpływu na dzietność.

Niniejsze badanie skupiło się na świadczeniach pieniężnych mierzonych udziałem w PKB. Wydaje się, że ciekawym rozwinięciem może być analiza związku między świadczeniami pieniężnymi mierzonymi ich udziałem w budżetach gospodarstw domowych a aktywnością zawodową kobiet.

Bibliografia

- Aaronson S., Fallick B., Figura A., Pingle J., Wascher W. [2006], The Recent Decline in the Labor Force Participation Rate and Its Implications for Potential Labor Supply, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 69–154.
- Aaronson S., Cajner T., Fallick B., Galbis-Reig F., Smith C.L., Wascher W. [2014], Labor Force Participation: Recent Developments and Future Prospects, *Brookings Papers on Economic Activity*, Fall: 197–275.
- Aaronson D., Hu L., Seifoddini A., Sullivan D.G. [2014], Declining labor force participation and its implications for unemployment and employment growth, *Economic Perspectives Federal Reserve Bank of Chicago*, Q4: 100–138.
- Adema W., Ali N., Thévenon O. [2014], Changes in Family Policies and Outcomes: Is there Convergence?, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 157, <http://dx.doi.org/10.1787/5jz13wllxgzt-en>
- Apps P.F., Rees R. [1997], Collective Labor Supply and Household Production, *Journal of Political Economy*, 105(1): 78–190.
- Apps P.F., Rees R. [2007], Household models: an historical perspective, *CESifo Working Paper*, 2172.

- Baird S., McKenzie D., Özler B. [2018], The effects of cash transfers on adult labor market outcomes. *IZA Journal of Development and Migration*, 8(22): 1–20, <https://doi.org/10.1186/s40176-018-0131-9>
- Balcerzak-Paradowska B. [2014], Modele polityki rodzinnej – od zróżnicowań do konwergencji, *Ubezpieczenia Społeczne. Teoria i Praktyka*, 120(3): 15–24.
- Bastagli F., Hagen-Zanker J., Harman L., Barca V., Sturge G., Schmidt T., Pellerano L. [2016], *Cash transfers: what does the evidence say? A rigorous review of programme impact and of the role of design and implementation features*. ODI Report. London: Overseas Development Institute BISP (n.d.) 'Homepage'. Webpage. BISP, <http://bisp.gov.pk/>
- Blau D.M., Robins P.K. [1988], Child-Care Costs and Family Labor Supply, *The Review of Economics and Statistics*, 70(3): 374–381.
- Borjas G.J. [2013], *Labor Economics*, Sixth Edition, New York, McGraw-Hill.
- Bradshaw J., Finch N. [2002], *A comparison of Child Benefit packages in 22 countries*, Research Report, Department for Work and Pensions Research Report, 174. Corporate Document Services, Leeds.
- Chiappori P.-A. [1988], Rational household labor supply, *Econometrica*, 56(1): 63–89.
- Chiappori P.-A. [1992], Collective Labor Supply and Welfare, *The Journal of Political Economy*, 100(3): 437–467.
- Connelly R. [1992], The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation, *The Review of Economics and Statistics*, 74(1): 83–90.
- Donni O., Ponthieux S. [2011/2], Economic approaches to household behavior from the economic approaches to household behavior from the unitary model to collective decisions, *Travail, Genre et Societies*, 26.
- Erceg C.J., Levin A.T. [2013], Labor Force Participation and Monetary Policy in the Wake of the Great Recession. *IMF Working Paper*, 245.
- Fernández C., Turégano D.M. [2018], Labour market participation rate in the euro area: performance and outlook, a long-term view, *Banco de España Economic Bulletin*, 1.
- Fuchs J., Weber E. [2017], Long-term unemployment and labour force participation: a decomposition of unemployment to test for the discouragement and added worker hypotheses. *Applied Economics*, 49(60): 5971–5982.
- Gehringer A., Klasen S. [2017], Labor Force Participation of Women in the EU – What Role do Family Policies Play?, *Labour*, 31(1): 15–42, <https://doi.org/10.1111/labr.12085>
- Goldin G. [2006], The Quiet Revolution that Transformed Women's Employment, Education and Family, *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 96(2): 1–21.
- Gornick J.C., Meyers M.K., Ross K.E. [1998], Public policies and the employment of mothers: a cross-national study, *Social Science Quarterly*, 79(1): 35–54.
- Gros D. [2019], Improvement in European labor force participation, *IZA World of Labor*, 449, doi: 10.15185/izawol.449
- Hegewisch A., Gornick J.C. [2011], The Impact of Work-Family Policies on Women's Employment: a review of research from OECD countries, *Community, Work & Family*, 14(2): 119–138, DOI: 10.1080/13668803.2011.571395.
- Hener T. [2016], Unconditional Child Benefits, Mothers' Labor Supply, and Family Well-Being: Evidence from a Policy Reform, *CESifo Economic Studies*, March, ifw007.

- Hernández A., León C. J., Márquez-Ramos L. [2017], The Effect of the Universal Child Care Cash Benefit on Female Labour Supply in Spain, *Estudios de Economía Aplicada*, 35(3): 801–818.
- Hornstein A. [2013], Why Labor Force Participation (Usually) Increases when Unemployment Declines, *Economic Quarterly*, 99(1): 1–23.
- Jaumotte F. [2003], Labour force participation of women: empirical evidence on the role of policy and other determinants in OECD countries, *OECD Economic Studies*, 37.
- Koebel K., Schirle T. [2016], The Differential Impact of Universal Child Benefits on the Labour Supply of Married and Single Mothers, *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, 42(1): 49–64.
- Magda I., Kielczewska A., Brandt N. [2018], The “Family 500+” Child Allowance and Female Labour Supply in Poland, *IBS Working Papers*, 1.
- Myck M. [2016], Estimating Labour Supply Response to the Introduction of the Family 500+ Programme, *CenEA Working Paper Series*, WP01/16.
- Naz G. [2004], The impact of cash-benefit reform on parents’ labour force participation, *Journal of Population Economics*, 17: 369–383.
- Olivetti C., Petrongolo B. [2017], The Economic Consequences of Family Policies: Lessons from a Century of Legislation in High-Income Countries, *Journal of Economic Perspectives*, 31(1): 205–230, doi=10.1257/jep.31.1.205.
- Premik F. [2017], Child support instruments and labor supply: evidence from a large scale child benefits program, *NBP Working Paper*, May 11.
- Sánchez-Mangas R., Sánchez-Marcos V. [2008], Balancing family and work: The effect of cash benefits for working mothers, *Labour Economics*, 15(6): 1127–1142, <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2007.10.002>
- Schirle T. [2015], The effect of universal child benefits on labour supply, *Canadian Journal of Economics*, 48(2): 437–463.
- Thevenon O. [2013], Drivers of female labour force participation in the OECD. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, 145.
- Van Zandweghe W. [2012], Interpreting the Recent Decline in Labor Force Participation. *FRB Kansas City Economic Review*, first quarter.

Aneks

Tabela A1. Współczynniki korelacji Pearsona między LFPR kobiet w wieku 15–64 lata a wybranymi determinantami podaży pracy (2000–2015)

	LFPR 15–64 lata	Świadczenia	Nakłady na usługi	Długość urlopu macierzyńskiego i wychowawczego	Stopa bezrobocia kobiet	PKB <i>per capita</i>	Średni wiek kobiety rodzącej	Odsetek kobiet w wieku 20–49 lata	Odsetek kobiet z wyższym wykształceniem	Współczynnik dzietności	Poziom płac realnych
LFPR 15–64 lata	1	0,33	0,55	0,07	-0,25	0,45	0,28	-0,43	0,64	0,00	0,53
Świadczenia pieniężne	0,33	1	0,28	0,25	-0,15	0,46	0,06	-0,15	0,17	0,07	0,24
Nakłady na usługi	0,55	0,28	1	0,17	-0,25	0,23	0,18	-0,48	0,35	0,33	0,23
Długość urlopu macierzyńskiego i wychowawczego	0,07	0,25	0,17	1	0,09	-0,14	-0,20	-0,24	-0,10	-0,37	-0,40
Stopa bezrobocia kobiet	-0,25	-0,15	-0,25	0,09	1	-0,39	-0,04	0,03	-0,18	-0,37	-0,38
PKB <i>per capita</i>	0,45	0,46	0,23	-0,14	-0,39	1	0,37	-0,12	0,39	0,09	0,81
Średni wiek kobiety rodzącej	0,28	0,06	0,18	-0,20	-0,04	0,37	1	-0,23	0,41	-0,08	0,44
Odsetek kobiet w wieku 20–49 lat	-0,43	-0,15	-0,48	-0,24	0,03	-0,12	-0,23	1	-0,32	-0,02	-0,18
Odsetek kobiet z wyższym wykształceniem	0,64	0,17	0,35	-0,10	-0,18	0,39	0,41	-0,32	1	0,22	0,49
Współczynnik dzietności	0,00	0,07	0,33	-0,37	-0,37	0,09	-0,08	-0,02	0,22	1	0,25
Poziom płac realnych	0,53	0,24	0,23	-0,40	-0,38	0,81	0,44	-0,18	0,49	0,25	1

Uwaga: pogrubioną czcionką zaznaczono współczynniki statystycznie nieistotne; świadczenia pieniężne i nakłady na usługi dla rodziny i dzieci w stosunku do PKB; PKB *per capita* w stosunku do średniej w OECD (36); płace realne w USD z 2018 r.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych OECD, ILO oraz Banku Światowego.

Tabela A2. Statystyki opisowe całej próby, grup z udziałem świadczeń pieniężnych w PKB powyżej i poniżej średniej dla całej próby (2000–2015)

	Ogółem (grupa 30 państw)					
	Srednia	Mediana	Maximum	Minimum	Std.Dev.	N
LFPR 15–64 lata (w %)	64,4	65,9	85,5	25,2	11,0	480
LFPR 25–34 lata (w %)	74,6	77,4	89,5	29,3	11,0	480
LFPR 35–44 lata (w %)	76,9	80,2	91,4	27,6	11,8	480
Świadczenia pieniężne (% PKB)	1,26	1,32	3,55	0,003	0,74	479
Nakłady na usługi (% PKB)	0,82	0,65	2,55	0,018	0,55	479
Długość urlopu macierzyńskiego i wychowawczego (w tygodniach)	53,0	42,0	164,0	0,00	46,5	461
Stopa bezrobocia (w %)	7,8	6,5	31,3	2,2	4,6	480
PKB <i>per capita</i>	1,05	1,07	2,53	0,38	0,39	480
Przeciętne roczne wynagrodzenie (w USD z 2018 r.)	40 186	40 760	64 552	15 905	12 318	464
Średni wiek kobiety rodzącej (w latach)	29,8	29,9	32,2	26,5	1,1	462
Współczynnik dzietności (TFR)	1,65	1,64	2,72	1,08	0,32	480
Udział kobiet w wieku 20–49 lat w populacji kobiet (w %)	41,7	41,7	50,3	35,5	2,5	480
Udział kobiet z wyższym wykształceniem w populacji kobiet (w %)	13,4	13,4	32,9	2,4	5,9	462
	Grupa z udziałem świadczeń pieniężnych w PKB powyżej średniej					
	Srednia	Mediana	Maximum	Minimum	Std.Dev.	N
LFPR 15–64 lata (w %)	67,1	66,8	79,9	51,7	6,9	240
LFPR 25–34 lata (w %)	77,0	78,5	86,1	62,9	5,8	240
LFPR 35–44 lata (w %)	81,4	82,8	91,4	64,0	6,3	240
Świadczenia pieniężne (% PKB)	1,86	1,73	3,55	1,17	0,47	240
Nakłady na usługi (% PKB)	1,05	0,97	2,31	0,37	0,52	240
Długość urlopu macierzyńskiego i wychowawczego (w tygodniach)	75,9	54,0	164,0	12,0	54,4	226
Stopa bezrobocia (w %)	7,2	6,5	19,2	2,4	3,1	240
PKB <i>per capita</i>	1,15	1,13	2,53	0,48	0,43	240
Przeciętne roczne wynagrodzenie (w USD z 2018 r.)	40 648	42 937	64 552	16 069	11 811	240

	29,7	29,8	31,9	26,6	1,0	240
	1,71	1,77	2,19	1,14	0,25	240
	41,2	41,1	46,5	36,0	2,2	240
	14,3	15,2	23,5	4,5	5,0	239
Grupa z udziałem świadczeń pieniężnych w PKB poniżej średniej						
	Średnia	Mediana	Maximum	Minimum	Std.Dev.	N
LFPR 15–64 lata (w %)	61,7	64,0	85,5	25,2	13,4	240
LFPR 25–34 lata (w %)	72,2	76,8	89,5	29,3	14,0	240
LFPR 35–44 lata (w %)	72,5	76,8	90,0	27,6	14,2	240
Świadczenia pieniężne (% PKB)	0,67	0,72	1,48	0,003	0,39	239
Nakłady na usługi (% PKB)	0,58	0,57	2,55	0,018	0,46	239
Długość urlopu macierzyńskiego i wychowawczego (w tygodniach)	31,0	26,0	109,3	0,00	20,4	235
Stopa bezrobocia (w %)	8,5	6,7	31,3	2,2	5,7	240
PKB <i>per capita</i>	0,95	0,98	1,50	0,38	0,31	240
Przeciętne roczne wynagrodzenie (w USD z 2018 r.)	39 691	39 386	64 285	15 905	12 847	224
Średni wiek kobiety rodzącej (w latach)	29,9	30,2	32,2	26,5	1,2	222
Współczynnik dzietności (TFR)	1,60	1,43	2,72	1,08	0,37	240
Udział kobiet 20–49 w populacji kobiet (w %)	42,2	42,2	50,3	35,5	2,7	240
Udział kobiet z wyższym wykształceniem w populacji kobiet (w %)	12,5	11,8	32,9	2,4	6,6	223

Uwaga: PKB *per capita* w stosunku do średniej OECD (36).

Źródło: OECD, ILO, Bank Światowy i obliczenia własne.

Tabela A3. Oceny parametrów modelu, w którym zmiennymi objaśniającymi są instrumenty polityki rodzinnej

	LFPR 15-64 lata		LFPR 15-24 lata		LFPR 25-34 lata		LFPR 35-44 lata		LFPR 45-54 lata		LFPR 55-64 lata	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Const	-0,181 (0,130)	-0,144 (0,152)	-1,739*** (0,292)	-1,484*** (0,210)	-0,038 (0,117)	0,060 (0,106)	-0,050 (0,176)	-0,031 (0,207)	0,294 (0,181)	0,222 (0,228)	0,307 (0,560)	0,131 (0,485)
Świadczenia „wysokie”	-0,017 (0,026)	-0,004 (0,027)	-0,188 (0,125)	-0,096** (0,041)	-0,034** (0,013)	0,015 (0,018)	-0,034 (0,020)	-0,024 (0,035)	0,052 (0,036)	0,012 (0,041)	0,159 (0,194)	0,008 (0,084)
Świadczenia „niskie”	0,011 (0,027)	0,011 (0,024)	-0,019 (0,019)	-0,031 (0,021)	0,040* (0,020)	0,036** (0,016)	-0,003 (0,035)	0,001 (0,030)	0,013 (0,040)	0,021 (0,037)	-0,059 (0,071)	-0,039 (0,065)
Usługi na rzecz dzieci	0,062*** (0,021)	0,064*** (0,021)	-0,092*** (0,028)	-0,074*** (0,027)	0,053** (0,021)	0,055*** (0,021)	0,063** (0,029)	0,062** (0,029)	0,103*** (0,025)	0,100*** (0,024)	0,237** (0,093)	0,243*** (0,079)
Urlopy macierzyńskie i wychowawcze	0,010 (0,006)	0,009 (0,006)	0,004 (0,013)	-0,001 (0,012)	0,012** (0,005)	0,012*** (0,004)	0,005 (0,007)	0,006 (0,006)	0,010 (0,009)	0,010 (0,009)	0,045 (0,028)	0,031 (0,024)
N	479	479	479	479	479	479	479	479	479	479	479	479
LSDV R ²	0,96		0,95		0,97		0,95		0,94		0,82	
Wewnątrz grupy R ²	0,21		0,13		0,36		0,14		0,21		0,12	
Test Walda	256,25***		222,89***		301,31***		178,97***		154,68***		49,21***	
Test Welcha	364,51***		264,97***		176,80***		262,86***		392,88***		112,18***	
Wariancja między grupami		0,028		0,102		0,024		0,025		0,042		0,118
Wariancja wewnątrz grupy		0,002		0,007		0,001		0,002		0,004		0,034
Test Breusch-Pagana		2956,71***		2589,93***		3059,96***		2759,82***		2853,51***		1905,56***
Test Hausmana		7,30		62,11***		11,45**		6,69		3,00		7,49

Uwaga: FE – model ze stałymi efektami, RE – model ze zmiennymi efektami; w nawiasach błąd standardowy; istotność statystyczna: *** < 0,01/ ** < 0,05/ * < 0,1/.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych OECD, Eurostatu i Banku Światowego.

Tabela A4. Oceny parametrów modelu, w którym zmiennymi objaśniającymi są instrumenty polityki rodzinnej i stopa bezrobocia

	LFPR 15-64 lata		LFPR 15-24 lata		LFPR 25-34 lata		LFPR 35-44 lata		LFPR 45-54 lata		LFPR 55-64 lata	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Const	-0,130 (0,118)	-0,076 (0,134)	-1,783*** (0,285)	-1,551*** (0,199)	-0,002 (0,117)	0,103 (0,109)	0,031 (0,162)	0,087 (0,182)	0,380*** (0,170)	0,353* (0,203)	0,395 (0,546)	0,247 (0,479)
Świadczenia „wysokie”	-0,035 (0,026)	-0,010 (0,025)	-0,172 (0,141)	-0,084** (0,041)	-0,047*** (0,015)	0,009 (0,018)	-0,063*** (0,018)	-0,034 (0,031)	0,021 (0,036)	0,004 (0,037)	0,127 (0,217)	0,001 (0,085)
Świadczenia „niskie”	0,013 (0,026)	0,011 (0,023)	-0,021 (0,019)	-0,032 (0,021)	0,042** (0,019)	0,036** (0,015)	0,001 (0,032)	0,000 (0,027)	0,016 (0,038)	0,020 (0,035)	-0,055 (0,070)	-0,040 (0,064)
Usługi na rzecz dzieci	0,056*** (0,020)	0,060*** (0,020)	-0,086*** (0,031)	-0,065** (0,030)	0,049** (0,020)	0,052** (0,020)	0,054** (0,025)	0,055** (0,025)	0,092*** (0,025)	0,093*** (0,024)	0,227** (0,097)	0,243*** (0,077)
Urlopy macierzyńskie i wychowawcze	0,008 (0,006)	0,007 (0,005)	0,006 (0,013)	0,000 (0,012)	0,010* (0,005)	0,010** (0,004)	0,002 (0,006)	0,002 (0,006)	0,007 (0,008)	0,007 (0,008)	0,041 (0,027)	0,026 (0,023)
Stopa bezrobocia	0,039*** (0,017)	0,036** (0,017)	-0,034 (0,042)	-0,048 (0,037)	0,028** (0,013)	0,025* (0,013)	0,062*** (0,016)	0,060*** (0,016)	0,066** (0,027)	0,065** (0,026)	0,068 (0,099)	0,042 (0,092)
N	479	479	479	479	479	479	479	479	479	479	479	479
LSDV R ²	0,97		0,95		0,97		0,96		0,95		0,83	
Wewnątrz grupy R ²	0,25		0,13		0,38		0,23		0,26		0,12	
Test Walda	260,52***		177,35***		312,68***		199,90***		164,39***		42,360***	
Test Welcha	284,25***		235,28***		177,46***		242,91***		392,17***		73,44***	
Wariancja między grupami		0,028		0,079		0,025		0,026		0,043		0,094
Wariancja wewnątrz grupy		0,001		0,007		0,001		0,002		0,004		0,034
Test Breusch-Pagana		2838,81***		2272,15***		3062,87***		2781,46***		2804,13***		1490,67***
Test Hausmana		13,37**		139,40***		17,53***		7,14		4,00		19,14***

Uwaga: FE – model ze stałymi efektami, RE – model ze zmiennymi efektami; w nawiasach błąd standardowy; istotność statystyczna: *** < 0,01/ ** < 0,05/ * < 0,1/.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych OECD, Eurostatu i Banku Światowego.

Tabela A5. Oceny parametrów modelu, w którym zmiennymi objaśniającymi są instrumenty polityki rodzinnej i odsetek kobiet z wyższym wykształceniem

	LFPR 15-64 lata		LFPR 15-24 lata		LFPR 25-34 lata		LFPR 35-44 lata		LFPR 45-54 lata		LFPR 55-64 lata	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Const	-0,077 (0,139)	0,030 (0,146)	-1,544*** (0,307)	-1,317*** (0,307)	0,018 (0,125)	0,133 (0,137)	0,130 (0,179)	0,233 (0,188)	0,427** (0,228)	0,492** (0,241)	0,074 (0,479)	0,285 (0,429)
Świadczenia „wysokie”	-0,050 (0,031)	0,015 (0,027)	-0,140 (0,109)	-0,062 (0,048)	-0,050*** (0,018)	0,028 (0,020)	-0,062** (0,029)	0,014 (0,031)	-0,002 (0,038)	0,044 (0,044)	-0,030 (0,117)	-0,011 (0,070)
Świadczenia „niskie”	0,067* (0,036)	0,044* (0,026)	-0,008 (0,034)	-0,023 (0,031)	0,074*** (0,026)	0,051*** (0,020)	0,074* (0,042)	0,049* (0,029)	0,090 (0,061)	0,071 (0,044)	0,014 (0,087)	-0,016 (0,053)
Usługi na rzecz dzieci	0,005 (0,018)	0,011 (0,018)	0,014 (0,054)	0,023 (0,051)	0,025 (0,016)	0,027* (0,016)	0,017 (0,020)	0,021 (0,019)	0,010 (0,027)	0,015 (0,025)	-0,118 (0,090)	-0,056 (0,074)
Urlopy macierzyńskie i wychowawcze	-0,002 (0,006)	-0,002 (0,007)	0,018 (0,017)	0,010 (0,015)	0,006 (0,006)	0,007 (0,006)	-0,007 (0,008)	-0,005 (0,008)	-0,009 (0,009)	-0,007 (0,009)	-0,012 (0,036)	-0,014 (0,032)
Odsetek kobiet z wyższym wykształceniem	0,130*** (0,026)	0,130*** (0,026)	-0,197*** (0,068)	-0,181*** (0,066)	0,061** (0,029)	0,063** (0,030)	0,109*** (0,036)	0,107*** (0,037)	0,211*** (0,036)	0,208*** (0,036)	0,742*** (0,141)	0,704*** (0,128)
N	461	461	461	461	461	461	461	461	461	461	461	461
LSDV R ²	0,98		0,96		0,97		0,96		0,97		0,91	
Wewnątrz grupy R ²	0,54		0,24		0,40		0,41		0,54		0,55	
Test Walda	222,20***		199,21***		207,94***		187,15***		184,67***		52,96***	
Test Welcha	155,59***		69,04***		144,09***		145,60***		169,01***		69,78***	
Wariancja między grupami		0,015		0,068		0,014		0,020		0,033		0,069
Wariancja wewnątrz grupy		0,001		0,006		0,001		0,001		0,002		0,018
Test Breusch-Pagana		2172,86***		1836,99***		2132,28***		2302,72***		2456,29***		1843,13***
Test Hausmana		17,16***		60,30***		23,11***		11,53**		8,77		9,85*

Uwaga: FE – model ze stałymi efektami, RE – model ze zmiennymi efektami; w nawiasach błąd standardowy; istotność statystyczna: *** < 0,01/ ** < 0,05/ * < 0,1/.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych OECD, Eurostatu i Banku Światowego.

Tabela A6. Oceny parametrów modelu, w którym zmiennymi objaśniającymi są instrumenty polityki rodzinnej i odsetek kobiet w wieku 20-49 lat

	LFPR 15-64 lata		LFPR 15-24 lata		LFPR 25-34 lata		LFPR 35-44 lata		LFPR 45-54 lata		LFPR 55-64 lata	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Const	-0,739*** (0,253)	-0,733*** (0,251)	-0,758 (0,457)	-0,547 (0,429)	-0,121 (0,235)	0,060 (0,212)	-0,316 (0,332)	-0,325 (0,326)	-0,609 (0,375)	-0,697* (0,396)	-3,921*** (0,916)	-4,100*** (0,968)
Świadczenia „wysokie”	0,000 (0,030)	-0,004 (0,026)	-0,217* (0,118)	-0,099** (0,042)	-0,031** (0,015)	0,015 (0,018)	-0,026 (0,025)	-0,025 (0,035)	0,079 (0,043)	0,011 (0,042)	0,287 (0,183)	-0,019 (0,088)
Świadczenia „niskie”	0,005 (0,027)	0,006 (0,025)	-0,009 (0,019)	-0,025 (0,022)	0,039* (0,020)	0,035** (0,016)	-0,006 (0,035)	-0,001 (0,030)	0,003 (0,041)	0,014 (0,040)	-0,103 (0,072)	-0,071 (0,073)
Usługi na rzecz dzieci	0,043* (0,022)	0,044** (0,022)	-0,058 (0,034)	-0,044 (0,034)	0,050** (0,024)	0,051** (0,024)	0,054 (0,034)	0,052 (0,033)	0,072** (0,027)	0,069*** (0,027)	0,092 (0,081)	0,106 (0,065)
Urlopy macierzyńskie i wychowawcze	0,006 (0,005)	0,005 (0,005)	0,012 (0,014)	0,007 (0,012)	0,011** (0,004)	0,011*** (0,004)	0,003 (0,005)	0,004 (0,005)	0,003 (0,007)	0,003 (0,007)	0,011 (0,024)	0,002 (0,020)
Odsetek kobiet w wieku 20-49 lat	-0,564*** (0,192)	-0,563*** (0,188)	0,991** (0,448)	0,910** (0,409)	-0,083 (0,167)	-0,114 (0,163)	-0,269 (0,236)	-0,280 (0,224)	-0,912*** (0,312)	-0,878*** (0,303)	-4,273*** (0,828)	-3,988*** (0,803)
N	479	479	479	479	479	479	479	479	479	479	479	479
LSDV R ²	0,97		0,96		0,97		0,95		0,95		0,88	
Wewnątrz grupy R ²	0,30		0,19		0,36		0,15		0,30		0,37	
Test Walda	278,43***		155,26***		264,19***		159,34***		142,53***		49,92***	
Test Welcha	267,90***		242,82***		233,74***		215,89***		401,66***		140,77***	
Wariancja między grupami		0,028		0,106		0,024		0,025		0,042		0,116
Wariancja wewnątrz grupy		0,001		0,006		0,001		0,002		0,003		0,024
Test Breusch-Pagana		2998,32***		2581,70***		3052,82***		2754,71***		2899,52***		2081,31***
Test Hausmana		7,24		53,46***		10,29*		5,15		3,57		10,25*

Uwaga: FE – model ze stałymi efektami, RE – model ze zmiennymi efektami; w nawiasach błąd standardowy; istotność statystyczna: *** < 0,01/ ** < 0,05/ * < 0,1/.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych OECD, Eurostatu i Banku Światowego.

Tabela A7. Oceny parametrów modelu, w którym zmiennymi objaśniającymi są instrumenty polityki rodzinnej, stopa bezrobocia, odsetek kobiet z wyższym wykształceniem i odsetek kobiet w wieku 20–49 lat

	LFPR 15–64 lata		LFPR 15–24 lata		LFPR 25–34 lata		LFPR 35–44 lata		LFPR 45–54 lata		LFPR 55–64 lata	
	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Const	-0,217 (0,213)	-0,155 (0,204)	-1,128*** (0,504)	-0,927** (0,470)	0,177 (0,250)	0,244 (0,265)	0,258 (0,286)	0,313 (0,293)	0,242 (0,309)	0,274 (0,301)	-2,109** (0,881)	-1,997** (0,836)
Świadczenia „wysokie”	-0,049 (0,031)	0,017 (0,027)	-0,160 (0,117)	-0,059 (0,052)	-0,065*** (0,023)	0,020 (0,020)	-0,084*** (0,029)	0,002 (0,030)	-0,004 (0,035)	0,043 (0,043)	0,103 (0,131)	0,025 (0,086)
Świadczenia „niskie”	0,069* (0,034)	0,046* (0,026)	-0,012 (0,033)	-0,023 (0,032)	0,072*** (0,024)	0,049*** (0,018)	0,073* (0,038)	0,046* (0,027)	0,092 (0,059)	0,072 (0,044)	0,036 (0,095)	-0,001 (0,065)
Usługi na rzecz dzieci	0,004 (0,016)	0,010 (0,015)	0,015 (0,052)	0,027 (0,050)	0,024 (0,015)	0,027* (0,015)	0,016 (0,016)	0,020 (0,016)	0,008 (0,022)	0,013 (0,020)	-0,120 (0,085)	-0,065 (0,069)
Urlopy macierzyńskie i wychowawcze	-0,004 (0,006)	-0,003 (0,006)	0,020 (0,016)	0,011 (0,014)	0,006 (0,006)	0,007 (0,006)	-0,008 (0,008)	-0,006 (0,008)	-0,012 (0,009)	-0,010 (0,009)	-0,021 (0,031)	-0,024 (0,025)
Stopa bezrobocia	0,018 (0,015)	0,012 (0,016)	-0,005 (0,037)	-0,028 (0,034)	0,019 (0,014)	0,014 (0,015)	0,045*** (0,015)	0,039** (0,016)	0,035* (0,020)	0,031 (0,020)	-0,054 (0,074)	-0,072 (0,070)
Odsetek kobiet z wyższym wykształceniem	0,114*** (0,027)	0,113*** (0,029)	-0,166*** (0,076)	-0,144* (0,076)	0,067* (0,035)	0,066* (0,037)	0,104** (0,041)	0,099** (0,043)	0,186*** (0,033)	0,183*** (0,034)	0,602*** (0,145)	0,589*** (0,127)
Odsetek kobiet w wieku 20–49 lat	-0,182 (0,172)	-0,216 (0,165)	0,475 (0,451)	0,420 (0,413)	0,154 (0,190)	0,101 (0,190)	0,083 (0,213)	0,025 (0,212)	-0,256 (0,253)	-0,285 (0,243)	-2,384*** (0,662)	-2,220*** (0,610)
N	461	461	461	461	461	461	461	461	461	461	461	461
LSDV R ²	0,979		0,961		0,973		0,966		0,967		0,921	
Wewnątrz grupy R ²	0,56		0,25		0,41		0,46		0,57		0,61	
Test Walda	219,07***		148,36***		211,39***		198,42***		187,95***		46,65***	
Test Welcha	137,83***		61,91***		130,66***		93,13***		113,93***		87,12***	
Wariancja między grupami		0,016		0,053		0,015		0,021		0,035		0,054
Wariancja wewnątrz grupy		0,001		0,006		0,001		0,001		0,002		0,016
Test Breusch-Pagana		2181,39***		1582,83***		2053,92***		2199,22***		2387,96***		1526,28***
Test Hausmana		20,49***		90,35***		22,01**		13,46*		9,23		12,43*

Uwaga: FE – model ze stałymi efektami, RE – model ze zmiennymi efektami; w nawiasach błąd standardowy; istotność statystyczna: *** < 0,01/ ** < 0,05/ * < 0,1/.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych OECD, Eurostatu i Banku Światowego.