

Czynniki determinujące dysproporcje w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn w krajach Unii Europejskiej

Dorota Witkowska^a, Aleksandra Matuszewska-Janica^b

Streszczenie. Głównym celem badania przedstawionego w artykule jest sprawdzenie, w jaki sposób wybrane czynniki determinujące nierówności implikowane płcią wpłynęły na rozmiar nieskorygowanej luki płacowej pracowników najemnych w Unii Europejskiej po kryzysie zapoczątkowanym w 2007 r. w odniesieniu do sytuacji sprzed kryzysu. Dodatkowym celem było wskazanie zmian w poziomie zatrudnienia kobiet i mężczyzn oraz w różnicach między płacami kobiet i mężczyzn, mierzonych wskaźnikiem *gender pay gap* (GPG), jakie nastąpiły w krajach UE po kryzysie w odniesieniu do okresu poprzedzającego kryzys. Badanie przeprowadzono za pomocą jednorównaniowych opisowych modeli ekonometrycznych określających lukę płacową. W analizie wykorzystano opublikowane przez Eurostat wyniki badań Structure of Earnings Survey (SES) i Labour Force Survey (LFS). Ze względu na dostępność danych przyjęto jako reprezentatywne dla sytuacji przed kryzysem dane za 2006 r. (uwzględniono kraje, które weszły do UE w późniejszych latach), a jako reprezentatywne dla sytuacji po kryzysie – dane za 2012 r. (wskaźnik zatrudnienia) oraz za 2012 r. i okres 2014–2018 (GPG).

Analizy wskaźników zatrudnienia kobiet i mężczyzn oraz różnic w płacach kobiet i mężczyzn wskazują, że po kryzysie nastąpił wzrost feminizacji zatrudnienia w 24 krajach UE, przy czym luka płacowa w latach 2006–2018 nie uległa istotnemu zmniejszeniu. Uzyskane wyniki pozwalają stwierdzić, że większa feminizacja zatrudnienia jest powiązana z większymi różnicami w płacach kobiet i mężczyzn. Podobna zależność występuje w przypadku współczynnika aktywizacji zawodowej. Dodatkowo obserwuje się istotne różnice w oddziaływaniu niektórych spośród rozpatrywanych czynników na rozmiar różnic płacowych w różnych grupach wieku i zawodowych.

Słowa kluczowe: rynek pracy, luka w płacach kobiet i mężczyzn, GPG, modele ekonometryczne, SES, LFS

JEL: C21, J31

Factors determining disproportions in men and women's wages in the European Union countries

Abstract. The primary aim of the presented study was to identify how selected factors determining gender-based inequalities affected the volume of the unadjusted pay gap among employees hired in the European Union after the 2007 crisis compared to the pre-crisis situation.

^a Uniwersytet Łódzki, Wydział Zarządzania, Katedra Zarządzania Finansami Przedsiębiorstwa / Univeristy of Lodz, Faculty of Management, Department of Entrepreneurship and Industrial Policy.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9538-9589>.

^b Szkoła Główna Gospodarstwa Wiejskiego w Warszawie, Instytut Finansów i Ekonomii, Katedra Ekonometrii i Statystyki / Warsaw University of Life Sciences – SGGW, Institute of Economics and Finance, Department of Econometrics and Statistics.

Autor korespondencyjny / Corresponding author, e-mail: aleksandra_matuszewska@sggw.edu.pl.
ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-9127-6034>.

An additional purpose of the study was to indicate changes in the employment rates of men and women, as well as changes in the pay gap between the two sexes (measured by means of the gender pay gap index – GPG), which became noticeable in the EU countries after the crisis, as compared to the pre-crisis period. The study was conducted using single-equation descriptive econometric models describing the wage gap. The analysis was based on the results of the Structure of Earnings Survey (SES) and the Labour Force Survey (LFS), both published by Eurostat. Due to data availability issues, data for 2006 were assumed to be representative for the situation prior to the crisis (the study took into account also countries which became member states in later years), while data covering the year 2012 (employment rate) and the years 2014–2018 (GPG) were assumed as representative for the post-crisis period.

The analyses of the male and female employment rate and gender pay gaps indicate that following the crisis, the employment in the 24 EU countries became increasingly ‘feminised’, while no significant reduction of the pay gap was observed in the years 2006–2018. The obtained results indicate that greater ‘feminisation’ of employment is connected with greater gender pay gaps. A similar correlation occurs in relation to the professional activation rate. In addition, significant differences are observed in terms of the impact some of the analysed factors have on the volume of the gender wage gap in different age and occupational groups.

Keywords: labour market, gender pay gap, GPG, econometric models, SES, LFS

1. Wprowadzenie

Według szacunków Eurostatu w 2018 r. różnica między przeciętnymi płacami kobiet i mężczyzn w krajach Unii Europejskiej (UE-28), mierzona wartością wskaźnika *gender pay gap* (GPG), wynosiła 15%¹. Z danych o przeciętnych godzinowych wynagrodzeniach brutto kobiet i mężczyzn gromadzonych w ramach badania struktury wynagrodzeń (Structure of Earnings Survey – SES), na podstawie których oblicza się GPG², wynika, że poziom nierówności płacowych dla całego obszaru UE się zmniejszył. Zgodnie z obecnie dostępnymi danymi (Eurostat, 2021d, 2021e) w okresie między 2006 a 2018 r. spadek wartości wskaźnika GPG wyniósł ok. 2,7 p.proc. W literaturze przedmiotu (np. Klasen, 1999; Morrison i in., 2007) wskazuje się na istotne znaczenie zmniejszania się tych różnic dla gospodarki.

Rynek pracy, będący elementem systemu gospodarczego, jest niezwykle wrażliwy na koniunkturę gospodarczą. W okresie recesji obserwuje się wzrost bezrobocia, zmiany czasu pracy (częstsze są elastyczne formy pracy) czy spadek realnych wynagrodzeń (zob. m.in. Cazes i in., 2009; Zieliński, 2012), co może mieć wpływ na zróżnicowanie płac kobiet i mężczyzn.

Światowy kryzys gospodarczy, będący konsekwencją kryzysu finansowego zapoczątkowanego w 2007 r. w Stanach Zjednoczonych, miał daleko idące skutki dla

¹ Jest to nieskorygowana wartość luki płacowej – zob. wzór (1).

² W latach, w których to badanie zostało przeprowadzone, natomiast pomiędzy kolejnymi edycjami badania – na podstawie szacunkowych danych dostarczanych przez poszczególne kraje. Należy mieć na uwadze, że badanie SES nie obejmuje wszystkich pracujących w danej gospodarce, co zostanie wyjaśnione w dalszej części pracy.

krajów UE. W jego wyniku sektor finansowy odnotował straty, a gospodarki niemal wszystkich krajów członkowskich – spadek PKB. Znacząco zmalała produkcja, co pociągnęło za sobą likwidację wielu miejsc pracy oraz wzrost bezrobocia. W związku z tym rodzi się pytanie, czy w tych warunkach nastąpiła zmiana sytuacji kobiet na rynku pracy i jak kształtowała się ich pozycja po kryzysie. To zagadnienie jest przedmiotem badania omawianego w niniejszym artykule.

W ramach badania realizowano dwa cele. Głównym było sprawdzenie, w jaki sposób wybrane czynniki determinujące nierówności implikowane płcią wpłynęły na rozmiar nieskorygowanej luki płacowej pracowników najemnych w UE po kryzysie zapoczątkowanym w 2007 r. w odniesieniu do sytuacji sprzed kryzysu. Ze względu na dostępność danych okres badania obejmował lata 2006 i 2014. Dodatkowym celem było wskazanie zmian w poziomie zatrudnienia kobiet i mężczyzn oraz w różnicach między płacami kobiet i mężczyzn, mierzonych wskaźnikiem GPG, jakie nastąpiły w krajach UE po kryzysie w odniesieniu do okresu poprzedzającego kryzys. Ta część badania obejmowała lata 2006 i 2012. Analizę wskaźnika GPG uzupełniono o dane do 2018 r., aby wskazać tendencje w jego zmianach także w późniejszych latach.

Warto wspomnieć, że publikowane statystyki przeważnie wskazują na zmniejszenie się różnic na rynku pracy między obiema płciami. Jednak wiele dotychczasowych badań nie pokazuje polepszenia się pozycji kobiet. Na przykład Gago i Marcelo (2013) jako powód zmniejszenia się różnic wartości wskaźników zatrudnienia oraz bezrobocia kobiet i mężczyzn w Hiszpanii podają pogorszenie się sytuacji mężczyzn, przy niezmienionej pozycji kobiet. Podobne wnioski wyciąga Khitarishvili (2016) w przypadku Gruzji, stwierdzając, że za malejącą dysproporcję odpowiedzialne jest pogarszanie się sytuacji w sektorach zdominowanych przez mężczyzn. Z kolei Piazzalunga i Di Tommaso (2019), analizujący przyczyny zwiększenia się luki w płacach kobiet i mężczyzn we Włoszech w czasie kryzysu, upatrują je przede wszystkim w zamrożeniu płac w sektorze publicznym, który jest silnie sfeminizowany. Wymienione prace w głównej mierze opisują sytuację w pojedynczych krajach UE. Brakuje badań odnoszących się do tendencji na całym obszarze UE. Niniejsze opracowanie pozwoli częściowo wypełnić tę lukę.

2. Czynniki wpływające na różnice w płacach kobiet i mężczyzn w świetle badań literaturowych

Rozmiar nierówności między płacami kobiet i mężczyzn może się różnić w zależności od wielu czynników, takich jak: wykształcenie, wykonywany zawód, staż pracy, wymiar czasu pracy i wiek pracownika, a także wielkość przedsiębiorstwa i branża,

w jakiej działa. Staż pracy jest naturalnym czynnikiem różnicującym wynagrodzenia, ponieważ wraz z upływem czasu zdobywa się większe doświadczenie zawodowe, które powinno podwyższać wartość pracownika, a co za tym idzie – również jego wynagrodzenie. W przypadku kobiet staż pracy z reguły jest krótszy niż w przypadku mężczyzn. Dzieje się tak głównie ze względu na obowiązki opiekuńcze i wychowawcze, które przyczyniają się do całkowitej lub częściowej albo czasowej rezygnacji kobiet z pracy zawodowej (Anderson i in., 2001; Bukowski, 2010; Kotowska, 2007).

W literaturze naukowej prowadzona jest szeroka dyskusja, w której podejmowane są próby wyjaśnienia występowania na rynku pracy nierówności implikowanych płcią (np. Adamchik i Bedi, 2003; Becker, 1964; Blau, 2012; Blau i in., 2010; Blau i Kahn, 2006, 2017; Goraus i Tyrowicz, 2014; Grajek, 2003; Hirsch i in., 2010; Mortensen, 2012; Newell i Socha, 2007; Rubery i in., 1999). Dysproporcje w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn wyjaśnia się na gruncie wielu teorii, z których do najczęściej wykorzystywanych należą:

- teoria kapitału ludzkiego (Becker, 1962, 1964; Mincer, 1974; Schultz, 1961, 1971);
- teoria dyskryminacji (Becker, 1957);
- teoria preferencji (Charles i Grusky, 2004; Hakim, 2004, 2006; Jacobs i Gerson, 2004)³.

Badacze wskazują wiele czynników wpływających na dysproporcje w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn, które można zaklasyfikować do trzech grup:

- cechy indywidualne pracownika (np. wiek, staż pracy, typ i poziom wykształcenia, wykonywany zawód, czas poświęcany na pracę, status ekonomiczny i rodzinny, preferencje);
- cechy przedsiębiorstwa (np. rodzaj prowadzonej działalności, sektor publiczny/prywatny, wielkość przedsiębiorstwa, działalność związków zawodowych);
- cechy otoczenia (np. struktura zatrudnienia, sytuacja gospodarcza i społeczna w regionie/kraju, rozwiązania dotyczące instytucjonalnej opieki nad dziećmi i osobami starszymi, uwarunkowania kulturowe).

Różnorodność tych czynników powoduje, że dysproporcje mogą się różnić (nawet znacznie) w zależności od regionu czy grupy pracowników. Z badań wynika, że wśród młodszych pracowników dysproporcje te są mniejsze niż wśród pracowników starszych (Matuszewska-Janica, 2014), większe różnice obserwuje się wśród pracowników najlepiej zarabiających (Arulampalam i in., 2007), a w sektorze publicznym dysproporcje są mniejsze (Barón i Cobb-Clark, 2010). Duże zróżnicowanie występuje też w poszczególnych sektorach gospodarki (Matuszewska-Janica i Hozer-Koćmiel, 2015).

³ Teorie odnoszące się do kształtowania się wynagrodzeń zostały w sposób syntetyczny opisane w pracy Kryńskiej i Kopycińskiej (2015).

3. Metoda badania

Ogólnoświatowy kryzys, który wystąpił w pierwszej dekadzie XXI w., jest zjawiskiem szeroko opisywanym w literaturze naukowej (np. Lallement, 2011; Macdonald, 2012; Shostya, 2014, 2019; Terazi i Şenel, 2011). Za początek zawirowań gospodarczych zgodnie uznaje się rok 2007, mimo że pojawienie się ich negatywnych skutków w różnych krajach było rozłożone w czasie. Z tego powodu dla zobrazowania sytuacji przed kryzysem wybrano 2006 r. Z kolei za pierwszy rok po kryzysie przyjęto 2012 r., zgodnie z analizą zaprezentowaną w pracy Hozer-Koćmiel i in. (2017).

Jako miernik luki w płacach kobiet i mężczyzn posłużył wskaźnik GPG, który oblicza się zgodnie ze wzorem

$$GPG = \left(1 - \frac{GHE_F}{GHE_M}\right) \cdot 100, \quad (1)$$

gdzie GHE_F , GHE_M – przeciętne wynagrodzenie brutto za godzinę uzyskiwane odpowiednio przez kobiety i mężczyzn.

Jest to surowa (nieskorygowana) luka płacowa, ponieważ nie uwzględnia czynników, które różnicują poziom wynagrodzenia kobiet i mężczyzn (Blau i Kahn, 2007).

Badanie zostało podzielone na dwie części. W pierwszej analizowano zmiany w sytuacji kobiet na rynku pracy w latach 2006–2012 z uwzględnieniem takich czynników, jak: wskaźnik zatrudnienia kobiet i wskaźnik zatrudnienia mężczyzn wyznaczony dla grup wieku w przedziale 15–64 lat⁴ (zob. wzory (2a) i (2b)), udział zatrudnienia kobiet w głównych sektorach gospodarki (zob. wzór (3)) oraz rozmiar różnic w płacach kobiet i mężczyzn mierzonych wskaźnikiem GPG, z rozszerzeniem okresu badania do 2018 r. (zob. wzór (1)).

Wskaźnik zatrudnienia kobiet jest kalkulowany jako udział kobiet pracujących w ogóle kobiet w wieku 15–64 lat. Analogicznie wskaźnik zatrudnienia mężczyzn jest to udział pracujących mężczyzn w ogóle mężczyzn w wieku 15–64 lat:

$$E_{F_i} = \frac{NE_{F_i}}{NP_{F_i}} \cdot 100, \quad (2a)$$

$$E_{M_i} = \frac{NE_{M_i}}{NP_{M_i}} \cdot 100, \quad (2b)$$

⁴ Eurostat podaje ten wskaźnik dla różnych grup wieku. Na potrzeby prezentowanego badania przyjęto przedział 15–64 lat, ponieważ badanie Labour Source Survey (LFS), z którego zaczerpnięto dane do analizy, obejmuje osoby w tym przedziale wieku. W badaniu SES, którego wyniki również posłużyły do obliczeń, nie narzuca się kryterium wieku.

gdzie:

NE_{F_i} , NE_{M_i} – liczba zatrudnionych odpowiednio kobiet (F) i mężczyzn (M) w wieku 15–64 lat w i -tym kraju,

NP_{F_i} , NP_{M_i} – liczebność populacji odpowiednio kobiet (F) i mężczyzn (M) w wieku 15–64 lat w i -tym kraju.

Udział kobiet pracujących w poszczególnych sektorach gospodarki (dla przedziału wieku 15–64 lat) wyznaczono zgodnie ze wzorem

$$E\%_{F_{ij}} = \frac{NE_{F_{ij}}}{NE_{F_j}} \cdot 100, \quad (3)$$

gdzie:

$NE_{F_{ij}}$ – liczba kobiet w wieku 15–64 lat pracujących w i -tym kraju i j -ym sektorze gospodarczym,

NE_{F_i} – liczba kobiet w wieku 15–64 lat pracujących w i -tym kraju.

W tej części badania przyjęto podział na następujące sektory gospodarki: rolnictwo, przemysł i usługi. Wartości wskaźników zatrudnienia E_{F_i} i E_{M_i} oraz dane do obliczenia udziału kobiet pracujących w poszczególnych sektorach $E\%_{F_{ij}}$ zaczerpnięto z badania LFS, które w Polsce jest realizowane pod nazwą Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności. Dane te są publicznie dostępne w bazach danych Eurostatu⁵. Dane dotyczące wartości wskaźnika GPG pozyskano także z baz danych Eurostatu⁶, ale ze zbiorów odnoszących się do badania SES⁷. W odniesieniu do wskaźnika GPG podawanego przez Eurostat warto zaznaczyć, że nieskorygowany GPG jest obliczany przy wykorzystaniu danych dostarczanych przez SES co cztery lata, począwszy od 2006 r. Jest to punkt odniesienia dla szacunków krajowych (opartych na źródłach krajowych), które są dostarczane przez kraje członkowskie za lata między latami odniesienia SES (Eurostat, b.r.).

⁵ Wskaźniki zatrudnienia: Eurostat (2021a); liczba pracujących z podziałem na działy gospodarcze dla 2006 r.: Eurostat (2021b) i dla 2012 r.: Eurostat (2021c).

⁶ GPG (2006): Eurostat (2021d).

GPG (2009–2018): Eurostat (2021a).

⁷ W badaniu SES uwzględniane są firmy zatrudniające 10 osób lub więcej i dotyczy ono tylko pracowników najemnych, w odróżnieniu od badania LFS, w którym nie nałożono takich ograniczeń. Ponadto z badania SES (w przeciwieństwie do LFS) wyklucza się niektóre działy działalności gospodarczej, takie jak: rolnictwo; administracja publiczna, obrona narodowa, obowiązkowe ubezpieczenia społeczne; gospodarstwa domowe zatrudniające pracowników, produkujące wyroby i świadczące usługi na własne potrzeby; organizacje i zespoły eksterytorialne. Natomiast niewątpliwą zaletą badania SES jest pozyskiwanie danych z rejestrów przedsiębiorstw, co jest uznawane za bardziej wiarygodną informację niż ta pochodząca z badania LFS, w którym poziom wynagrodzenia jest deklarowany przez samych respondentów, czyli członków gospodarstw domowych z wylosowanych mieszkań, w wieku 15 lat i więcej.

W drugiej części badania analizowano wpływ wybranych czynników na poziom różnic w płacach kobiet i mężczyzn na obszarze UE w latach 2006 (przed kryzysem) i 2014 (po kryzysie)⁸, za pomocą opisowych jednorównaniowych modeli ekonometrycznych. Parametry modeli dla obu lat zostały oszacowane z wykorzystaniem metody najmniejszych kwadratów z korektą heteroskedastyczności na podstawie zagregowanych danych z badania SES pochodzących z 27 krajów UE⁹. Eurostat publikuje te dane w różnych układach, w odniesieniu do różnych cech, takich jak np.: sekcja działalności gospodarczej (według klasyfikacji NACE¹⁰), grupa wieku pracowników, grupa zaszeregowania zawodowego (według klasyfikacji ISCO¹¹), poziom wykształcenia (według klasyfikacji ISCED¹²). Znaczna modyfikacja klasyfikacji działalności gospodarczej NACE¹³ w wersji Rev. 2 w stosunku do NACE Rev. 1.1, która nastąpiła w 2018 r., uniemożliwiła uwzględnienie w analizach danych dotyczących sektorów działalności gospodarczej przedsiębiorstw ze względu na brak porównywalności wyników uzyskanych dla lat 2006 i 2014. W związku z tym w analizie oprócz takich cech, jak:

- relacja liczby godzin przepracowanych (w miesiącu referencyjnym danego badania SES) przez kobiety do liczby godzin przepracowanych przez mężczyzn w wydzielonych grupach pracowników ($Activ_{ijk}$ – zob. wzór (8));
- stopień feminizacji wydzielonych grup pracowników (FEM_{ijk} – zob. wzór (7));
- poziom płac w wyodrębnionych grupach pracowników w odniesieniu do średnich krajowych wynagrodzeń ($Wages_{ijk}$ – zob. wzór (6));

uwzględniono następujące charakterystyki:

- grupa wieku respondenta (Age_{ijk} – zob. tabl. 2);
- wykonywany zawód $ISCO_{ijk}$ (według grup zaszeregowania zawodowego zgodnych z klasyfikacją ISCO – zob. tabl. 1).

W tak sporządzonych zbiorach danych obserwacje stanowiła grupa pracowników z i -tego kraju, j -ej grupy zawodowej i k -tej grupy wieku. Ostatecznie udało się wyodrębnić 1013 obserwacji dla 2006 r. (Eurostat, 2012f, 2021h, 2021j) oraz 1029 obserwacji dla 2014 r. (Eurostat, 2021g, 2021i, 2021k).

⁸ Wprawdzie w pracy Hozer-Koćmiel i in. (2017) za pierwszy rok po kryzysie uznano 2012 r., ale SES jest badaniem przeprowadzonym co cztery lata (począwszy od 2002 r.), zatem w badaniu można było uwzględnić dane dopiero z 2014 r.

⁹ W tej części badania pominięto Chorwację, która formalnie dołączyła do UE w 2013 r.

¹⁰ Nomenclature statistique des Activités économiques dans la Communauté Européenne – Statystyczna klasyfikacja działalności gospodarczych w Unii Europejskiej.

¹¹ The International Standard Classification of Occupations – Klasyfikacja zawodów i specjalności dla potrzeb rynku pracy. Zob. <https://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/isco/>.

¹² The International Standard Classification of Education (ISCED) – Międzynarodowa Standardowa Klasyfikacja Edukacji. Zob. <https://unesdoc.unesco.org/ark:/48223/pf0000219109>.

¹³ Klasyfikacja NACE została szczegółowo przedstawiona w publikacji Eurostatu (2008). Zmiany, jakie nastąpiły w klasyfikacji NACE Rev. 2 w porównaniu z NACE Rev. 1.1 przedstawiono w rozdziale 5 (s. 45–50). Szczegółowe klasyfikacje NACE Rev. 1.1 i Rev. 2 można znaleźć także na stronach Eurostatu <https://ec.europa.eu/eurostat/data/classifications> w odnośniku RAMON, Eurostat's metadata server.

Postać modelu ekonometrycznego, według którego w badaniu szacowano parametry, jest następująca:

$$\ln WCR_{ijk} = \delta_0 + \delta_1 \ln Wages_{ijk} + \delta_2 \ln FEM_{ijk} + \delta_3 \ln Activ_{ijk} + \sum_{j=1}^8 \gamma_j ISCO_{ijk} + \sum_{k=1}^5 \lambda_k Age_{ijk} + \varepsilon_{ijk}, \quad (4)$$

gdzie:

$\ln WCR_{ijk}$ – logarytm naturalny współczynnika konwergencji płac kobiet i mężczyzn opisany wzorem (5a),

$\ln Wages_{ijk}$ – logarytm naturalny współczynnika poziomu wynagrodzeń opisany wzorem (6),

$\ln FEM_{ijk}$ – logarytm naturalny udziału kobiet w grupie pracowników opisany wzorem (7),

$\ln Activ_{ijk}$ – logarytm naturalny relacji liczby godzin przepracowanych przez kobiety w miesiącu referencyjnym do liczby godzin przepracowanych przez mężczyzn opisany wzorem (8),

$ISCO_{ijk}$ – zmienna binarna, która przyjmuje wartość 1, gdy współczynnik konwergencji płac kobiet i mężczyzn WCR_{ijk} odnosi się do j -ej grupy zawodowej (warianty tej zmiennej przedstawiono w tabl. 1),

Age_{ijk} – zmienna zero-jedynkowa, która przyjmuje wartość 1, gdy współczynnik konwergencji płac kobiet i mężczyzn WCR_{ijk} odnosi się do k -tej grupy wieku (warianty tej zmiennej przedstawiono w tabl. 2),

ε_{ijk} – składnik losowy modelu.

Logarytm naturalny współczynnika konwergencji płac kobiet i mężczyzn w i -tym kraju, j -ej grupie zawodowej i k -tej grupie wieku – $\ln WCR_{ijk}$ – oblicza się według wzoru

$$\ln WCR_{ijk} = \ln \frac{GHE_{F_{ijk}}}{GHE_{M_{ijk}}}, \quad (5a)$$

gdzie $GHE_{F_{ijk}}$, $GHE_{M_{ijk}}$ to przeciętne wynagrodzenie brutto za godzinę w i -tym kraju, w j -ej grupie zawodowej i w k -tej grupie wieku uzyskiwane odpowiednio przez kobiety i mężczyzn.

Wskaźnik WCR_{ijk} reprezentuje w modelu różnicę w płacach kobiet i mężczyzn. Im bliższa 0 jest jego wartość, tym wyższa luka implikowana płcią na niekorzyść kobiet. Wprowadzenie wskaźnika w takiej postaci pozwoliło na przekształcenie war-

tości zmiennej z wykorzystaniem logarytmowania, ponieważ $WCR_{ijk} > 0$ dla każdego i, j , i k . W wyniku przekształcenia wskaźnika WCR_{ijk} otrzymuje się miernik nieskorygowanej luki w płacach kobiet i mężczyzn GPG:

$$GPG_{ijk} = (1 - WCR_{ijk}) \cdot 100. \quad (5b)$$

Logarytm naturalny współczynnika poziomu wynagrodzeń w i -tym kraju, j -ej grupie zawodowej i k -tej grupie wieku – $\ln Wages_{ijk}$ – służy do mierzenia poziomu płac w danej grupie zawodowej (zakłada się, że w grupach o przeciętnie wyższych zarobkach będą również większe różnice w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn). Jest on obliczany według wzoru

$$\ln Wages_{ijk} = \ln \frac{GHE_{ijk}}{GHE_i}, \quad (6)$$

gdzie:

GHE_{ijk} – przeciętne wynagrodzenie brutto za godzinę w i -tym kraju, j -ej grupie zawodowej i k -tej grupie wieku,

GHE_i – przeciętne wynagrodzenie brutto za godzinę w i -tym kraju.

Logarytm naturalny udziału kobiet w grupie pracowników z i -tego kraju, j -ej grupy zawodowej i k -tej grupy wieku – $\ln FEM_{ijk}$ – który jest wskaźnikiem określającym stopień feminizacji danej grupy pracowników, oblicza się zgodnie ze wzorem

$$\ln FEM_{ijk} = \ln \frac{EF_{ijk}}{EF_{ijk} + EM_{ijk}}, \quad (7)$$

gdzie EF_{ijk} , EM_{ijk} – liczba zatrudnionych w i -tym kraju, j -ej grupie zawodowej i k -tej grupie wieku odpowiednio kobiet i mężczyzn.

Z kolei jako rodzaj wskaźnika aktywizacji zawodowej można potraktować $\ln Activ_{ijk}$, za pomocą którego mierzy się relację przeciętnego czasu poświęcanego na pracę przez kobiety do czasu pracy mężczyzn:

$$\ln Activ_{ijk} = \ln \frac{ANHF_{ijk}}{ANHM_{ijk}}, \quad (8)$$

gdzie $ANHF_{ijk}$, $ANHM_{ijk}$ – czas pracy mierzony przeciętną liczbą godzin przepracowanych w miesiącu referencyjnym¹⁴ odpowiednio przez kobiety i mężczyzn zatrudnionych w i -tym kraju, j -ej grupie zawodowej i k -tej grupie wieku.

¹⁴ W badaniu SES czas pracy odnosi się do miesiąca referencyjnego, czyli tego, w którym zostało przeprowadzone badanie. W większości krajów jest to październik.

Tabl. 1. Główne grupy zawodowe według klasyfikacji ISCO-88

Warianty zmiennej	Grupy zawodów	Liczba obserwacji	
		2006	2014
ISCO 1	przedstawiciele władz publicznych, wyżsi urzędnicy i kierownicy	111	117
ISCO 2	specjaliści	108	130
ISCO 3	technicy i inni pracownicy średniego szczebla	129	124
ISCO 4	pracownicy biurowi	127	132
ISCO 5	pracownicy usług osobistych i sprzedawcy	127	128
ISCO 6	rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy	56	43
ISCO 7	robotnicy przemysłowi i rzemieślnicy	121	112
ISCO 8	operatorzy i monterzy maszyn i urządzeń	113	115
ISCO 9	pracownicy przy pracach prostych (wariant referencyjny)	121	128
Suma		1013	1029

Uwaga. Uwzględniono liczbę obserwacji (rekordów) w próbie, które charakteryzowały się przynależnością do odpowiedniej grupy zaszerogowania zawodowego według klasyfikacji ISCO.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (2021f, 2021g, 2021h, 2021i, 2021j, 2021k).

Tabl. 2. Grupy wieku wyróżnione w badaniu SES

Warianty zmiennej	Grupy wieku w latach	Liczba obserwacji	
		2006	2014
Y0_29	< 30 (wariant referencyjny)	175	199
Y30_39	[30, 40)	222	218
Y40_49	[40, 50)	231	219
Y50_59	[50, 60)	217	215
Y60+	≥ 60	168	178
Suma		1013	1029

Uwaga. Uwzględniono liczbę obserwacji (rekordów) w próbie, które charakteryzowały się przynależnością do odpowiedniej grupy wieku.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (2021f, 2021g, 2021h, 2021i, 2021j, 2021k).

Jak wspomniano, parametry modeli opisujących zróżnicowanie płac (4) zostały oszacowane dla danych za lata 2006 i 2014. W celu porównania parametrów modeli oszacowanych na danych z różnych lat wykorzystano test, w którym para hipotez przyjmuje postać (Aczel, 2000, s. 486; Tarczyński i in., 2013, s. 72):

$$H_0 : \beta_i = \beta_{0i},$$

$$H_1 : \beta_i \neq \beta_{0i}.$$

W wektorze parametrów β reprezentowane są parametry modelu (4), odpowiednio: $\delta_0, \delta_1, \delta_2, \delta_3, \gamma_j$ dla $j = 1, \dots, 8$ oraz λ_k dla $k = 1, \dots, 5$. W analizowanym przypadku przyjęto stałość informacji z 2006 r., zatem $\beta_{0i} = \beta_i^{2006}$ oraz $\beta_i = \beta_i^{2014}$, gdzie β_i^{2006} są parametrami modelu dla 2006 r., a β_i^{2014} – parametrami modelu dla 2014 r.

Sprawdzianem testu jest statystyka w postaci

$$t_i = \frac{b_i - b_{0i}}{S(b_i)} = \frac{b_i^{2014} - b_i^{2006}}{S(b_i^{2014})}, \quad (9)$$

gdzie:

b_i^{2006}, b_i^{2014} – parametry modeli szacowanych na danych odpowiednio z 2006 r. i 2014 r.,

$S(b_i^{2014})$ – standardowy błąd szacunku dla parametrów b_i^{2014} .

Weryfikację hipotez przeprowadzono dla poziomu istotności 0,05.

4. Zmiany wskaźników zatrudnienia i luki płacowej ze względu na płeć w krajach UE

Analizę aktywności kobiet i mężczyzn na rynku pracy w okresie uwzględniającym kryzys gospodarczy zapoczątkowany w 2007 r. przeprowadzono z wykorzystaniem wskaźnika zatrudnienia (zob. wzory (2a) i (2b), dotyczy on przedziału wieku 15–64 lat), a badania luki płacowej oparto na wskaźniku GPG. Odniesienia do danych, z których korzystano w tej części analizy, zostały przedstawione w rozdziale 3. Jak wcześniej podano, jako ostatni rok przed kryzysem przyjęto 2006, a jako pierwszy (dla UE) rok po kryzysie – 2012. Zmianę wartości wskaźnika zatrudnienia kobiet w tym okresie przedstawiono w tabl. 3. Zestawiono w niej także wartości wskaźnika zatrudnienia mężczyzn.

Tabl. 3. Zmiany wartości wskaźników zatrudnienia kobiet i mężczyzn w grupie osób w wieku 15–64 lat w okresie 2006–2012

Kraje	Kobiety $K = E_{F_i}^{2012} - E_{F_i}^{2006}$	Mężczyźni $M = E_{M_i}^{2012} - E_{M_i}^{2006}$	Różnica (K – M)
	w p.proc.		
K < 0			
Grecja	-5,6	-13,8	8,2
Irlandia	-4,2	-15,2	11,0
Dania	-3,4	-6,0	2,6
Portugalia	-3,3	-9,2	5,9
Hiszpania	-2,6	-15,8	13,2
Słowenia	-1,3	-3,7	2,4
Chorwacja	-0,9	-3,5	2,6
Cypr	-0,9	-9,0	8,1
Estonia	-0,9	-1,7	0,8
Wielka Brytania	-0,9	-2,6	1,7
Rumunia	-0,2	3,0	-3,2
Łotwa	-0,1	-6,0	5,9

Tabl. 3. Zmiana wartości wskaźnika zatrudnienia kobiet w porównaniu ze zmianą wartości wskaźnika zatrudnienia mężczyzn w grupie osób w wieku 15–64 lat w okresie 2006–2012 (dok.)

K r a j e	Kobiety $K = E_{F_i}^{2012} - E_{F_i}^{2006}$	Mężczyźni $M = E_{M_i}^{2012} - E_{M_i}^{2006}$	Różnica ($K - M$)
	w p.proc.		
$K > 0$			
Litwa	0,8	-4,2	5,0
Węgry	0,8	-2,3	3,1
Włochy	0,8	-4,1	4,9
Słowacja	0,8	-0,3	1,1
Finlandia	0,9	-0,9	1,8
Szwecja	1,1	0,1	1,0
UE-28 ^a	1,4	-1,9	3,3
Czechy	1,4	0,9	0,5
Francja	1,5	-0,9	2,4
Bułgaria	1,7	-1,5	3,2
Holandia	1,7	-1,6	3,3
Belgia	2,8	-1,0	3,8
Luksemburg	4,4	-0,1	4,5
Austria	4,5	1,3	3,2
Polska	4,9	5,4	-0,5
Niemcy	6,6	5,1	1,5
Malta	10,3	0,2	10,1

a W 2006 r. w skład UE wchodziło 25 krajów. Wartości wskaźników zatrudnienia dla agregatu UE-28 oszacowano przy uwzględnieniu informacji dla Bułgarii, Rumunii i Chorwacji.

Uwaga. Kraje uszeregowano według wartości zmiany wskaźnika dla kobiet.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (2021a, 2021b, 2021c).

Można zauważyć, że po kryzysie – w 2012 r. – w UE-28, traktowanej jako agregat, wskaźnik zatrudnienia w analizowanej grupie wieku w przypadku kobiet wzrósł w stosunku do 2006 r. o 1,4 p.proc., a w przypadku mężczyzn spadł o 1,9 p.proc. We wszystkich krajach UE z wyjątkiem Polski i Rumunii różnice między zmianami wartości wskaźników zatrudnienia kobiet i mężczyzn były dodatnie. Oznacza to zaistnienie następujących sytuacji:

- zmniejszenie wartości wskaźnika zatrudnienia w przypadku kobiet było mniejsze niż w przypadku mężczyzn (11 krajów);
- zwiększenie wartości wskaźnika zatrudnienia w przypadku kobiet było większe niż w przypadku mężczyzn (5 krajów);
- wartość wskaźnika zatrudnienia kobiet się zwiększyła, a wartość wskaźnika zatrudnienia mężczyzn – zmniejszyła (10 krajów).

Największe różnice między wartościami wskaźnika zatrudnienia kobiet i mężczyzn zaobserwowano w Hiszpanii, która doświadczyła największego jego spadku w przypadku mężczyzn, i na Malcie, dla której wzrost tego wskaźnika był najwyższy w przypadku kobiet.

Warto odnotować, że odsetek pracujących kobiet w 2012 r. w stosunku do 2006 r. wzrósł w 16 krajach. W przypadku mężczyzn podobne zjawisko zaobserwowano tylko w sześciu krajach, a w dwóch innych w zasadzie nie nastąpiła zmiana. Biorąc pod uwagę odsetek kobiet pracujących w poszczególnych krajach UE, można zauważyć, że ich ekstremalne wartości w porównywanych latach uległy zmianie. Najmniejszą wartość wskaźnika zatrudnienia w 2006 r. odnotowano na Malcie (33,7%), a w 2012 r. – we Włoszech (41,7%). Z kolei najwyższą wartość wskaźnika zaobserwowano w krajach skandynawskich – 73,4% w Danii w 2006 r. i 71,8% w Szwecji w 2012 r. (w rozpatrywanych latach te kraje zamieniły się pozycjami). Najwięcej aktywnych zawodowo mężczyzn w 2006 r. było w Danii (81,2%) oraz w Holandii (80,9%), która w 2012 r. przejęła pierwszeństwo w rankingu, z zatrudnieniem na poziomie 79,3%, a zaraz po niej uplasowały się Niemcy, z wynikiem 77,9%. Przed kryzysem najniższym odsetkiem pracujących mężczyzn charakteryzowała się Polska (60,9%), a po kryzysie najniższą wartość wskaźnika zatrudnienia mężczyzn zaobserwowano w Chorwacji (58,5%), Grecji (60,1%) i Hiszpanii (60,3%).

Tabl. 4. Wartości wskaźnika zatrudnienia kobiet oraz odsetek kobiet pracujących w poszczególnych sektorach gospodarki w wybranych krajach UE

Kraje	Wskaźnik zatrudnienia kobiet		Udział kobiet pracujących w poszczególnych sektorach gospodarki w ogóle pracujących kobiet					
			rolnictwo		usługi		przemysł	
	2006	2012	2006	2012	2006	2012	2006	2012
	w %							
Dania	73,4	70,1	1,4	1,0	86,6	89,3	11,7	9,6
Grecja	47,3	41,7	12,3	12,6	77,7	79,8	10,0	7,5
Hiszpania	53,8	51,2	3,2	2,4	85,1	88,5	11,7	9,1
Irlandia	59,3	55,1	1,3	1,3	86,9	89,6	11,3	8,8
Malta	33,7	44,0	0,4	0,3	84,3	88,2	15,5	10,9
Niemcy	61,5	68,1	1,5	1,0	82,4	84,7	16,1	14,2
Polska	48,2	53,1	14,3	11,3	68,0	72,4	17,7	16,2
UE-28 ^a średnia	57,6	58,4	5,2	4,3	78,5	81,8	16,0	13,4
UE-28 ^a Vs	14,3	13,2	112,4	130,1	13,1	10,9	39,7	42,1

a W 2006 r. w skład UE wchodziło 25 krajów. Wartości wskaźników zatrudnienia dla agregatu UE-28 oszacowano przy uwzględnieniu informacji dla Bułgarii, Rumunii i Chorwacji.

Uwaga. Kraje uszeregowano alfabetycznie. Vs – współczynnik zmienności dla odchylenia standardowego. Obliczone średnia i odchylenie standardowe są miarami nieważonymi. Średnia wartość wskaźnika zatrudnienia (UE-28 średnia) w grupie mężczyzn wynosiła odpowiednio 71,5% w 2006 r. (przy Vs = 7,6%) oraz 69,6% w 2012 r. (przy Vs = 8,4%).

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (2021a, 2021b, 2021c).

W tabl. 4 przedstawiono wartości wskaźnika zatrudnienia kobiet w wybranych krajach UE oraz udział kobiet pracujących w poszczególnych sektorach gospodarki w ogóle pracujących kobiet. Do prezentacji wybrano te kraje, które wyróżniały się na

tle pozostałych. Szersza analiza tego problemu została przedstawiona w pracy Witkowskiej i in. (2019, s. 28–33). Zróżnicowanie wskaźnika zatrudnienia (w porównywanych latach, mierzone jako rozstęp) wśród kobiet było znacznie większe (30,1–39,7%) niż wśród mężczyzn (20,3–20,8%). Jednak w 2012 r. różnice występujące między krajami UE w przypadku kobiet zmniejszyły się, a w przypadku mężczyzn – nieznacznie wzrosły. Świadczą o tym również wartości współczynnika zmienności wyznaczone dla nieważonych średnich obliczonych dla UE – wartość wskaźnika dla kobiet zmalała z 14,3% do 13,2%, a dla mężczyzn wzrosła z 7,7% do 8,5%.

W odniesieniu do ogółu pracujących kobiet najniższy odsetek zaobserwowano w rolnictwie (średnia nieważona dla całej UE wyniosła 4,3–5,2%), przy czym zróżnicowanie tej cechy w próbie obejmującej analizowane kraje UE, mierzone współczynnikiem zmienności V_s dla odchylenia standardowego, było duże (ponad 100%). W przemyśle odsetek pracujących kobiet był nieco większy (13,4–16,0%) i odznaczał się średnim zróżnicowaniem (ok. 40%). Natomiast średni udział kobiet zatrudnionych w sektorze usług w ogóle pracujących kobiet wynosił aż 78,5% w 2006 r. i 81,8% w 2012 r. i charakteryzował się bardzo małym zróżnicowaniem (niewiele ponad 10%). Generalnie we wszystkich krajach UE zatrudnienie kobiet wzrosło w usługach, a zmniejszyło się w rolnictwie i przemyśle. Podobną tendencję zaobserwowano w Polsce.

Tabl. 5. Luka w płacach kobiet i mężczyzn w wybranych krajach UE

Kraje	2006	2009	2010	2012	2014	2015	2016	2017	2018
	w %								
Estonia	29,8	26,6	27,7	29,9	28,1	26,9	25,3	25,6	22,7
Czechy	23,4	25,9	21,6	22,5	22,5	22,5	21,5	21,1	20,1
Niemcy	22,7	22,6	22,3	22,7	22,3	22,0	21,5	21,0	20,9
Cypr	21,8	17,8	16,8	15,6	14,2	14,0	13,9	13,7	13,7
Grecja	20,7	.	15,0	.	12,5
Hiszpania	17,9	16,7	16,2	18,7	14,9	14,2	15,1	14,0	14,0
Dania	17,6	16,8	15,9	16,8	16,0	15,1	15,0	14,7	14,5
Irlandia	17,2	12,6	13,9	12,2	13,9	13,9	14,2	14,4	.
Luksemburg	10,7	9,2	8,7	7,0	5,4	5,5	5,5	5,0	4,6
Portugalia	8,4	10,0	12,8	15,0	14,9	17,8	17,5	16,3	16,2
Słowenia	8,0	-0,9	0,9	4,5	7,0	8,1	7,8	8,0	8,7
Polska	7,5	8,0	4,5	6,4	7,7	7,4	7,2	7,2	8,8
Malta	5,2	7,7	7,2	9,5	10,6	10,4	11,0	12,2	11,7
Włochy	4,4	5,5	5,3	6,5	6,1	5,5	5,3	5,0	.
Rumunia	7,8	7,4	8,8	6,9	4,5	5,8	5,2	3,5	3,0
UE-28	16,4	17,4	16,6	16,5	16,3	16,0	15,7
UE-27	17,7	.	16,5	17,3	16,7	16,4	.	.	.

Uwaga. Kraje uszeregowano według wartości wskaźnika GPG z 2006 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie: Eurostat (2021d, 2021e).

W tabl. 5 przedstawiono wartości luki płacowej (wskaźnika GPG) w UE oraz w wybranych krajach. W przypadku całej UE obserwuje się bardzo powolne zmniejszanie się luki płacowej, która w 2018 r. nadal była wysoka – 15,7%. Wśród krajów UE najniższą wartość GPG w analizowanym okresie odnotowano w Słowenii (–0,9% w 2009 r. i 0,9% w 2010 r.) oraz w Rumunii (3,5% w 2017 r. i 3,0% w 2018 r.). Ciekawym przypadkiem jest ujemna wartość wskaźnika GPG w Słowenii. Oznacza to, że w 2009 r. przeciętna płaca kobiet w tym kraju była wyższa od przeciętnej płacy mężczyzn o 0,9%. Z kolei najwyższe, ponad 20-procentowe, różnice w płacach kobiet i mężczyzn w całym analizowanym okresie odnotowano w Estonii, Czechach i Niemczech. Do 2010 r. do tej grupy należała również Finlandia, a do 2012 r. – Słowacja. Porównując wskaźniki GPG z lat 2012 i 2006, można zauważyć, że największy wzrost różnic w płacach kobiet i mężczyzn nastąpił w Portugalii (o 6,6 p.proc.) i na Malcie (o 4,3 p.proc.), a największy spadek tej różnicy – w Irlandii (o 5 p.proc.). W 2014 r. w porównaniu z 2006 r. najbardziej widoczne zwiększenie się luki płacowej odnotowano ponownie w Portugalii i na Malcie (odpowiednio o 6,5 i 5,4 p.proc.), a największe jej zmniejszenie się – w Luksemburgu (o 5,3 p.proc.). W okresie 2006–2018 największy wzrost wartości wskaźnika GPG (aż o 7,8 p.proc.) znowu dotyczył Portugalii, a największe spadki – Cypru (o 8,1 p.proc.), Estonii (o 7,1 p.proc.) i Luksemburga (o 6,1 p.proc.)¹⁵.

5. Wyniki estymacji parametrów modeli ekonometrycznych

W tabl. 6 przedstawiono wyniki estymacji parametrów modelu (1), który w dalszej części będzie określany jako model pełny¹⁶, dla prób zawierających wszystkie dostępne dane odpowiednio dla lat 2006 i 2014. Parametry przy zmiennych ilościowych ($\ln Wages_{ijk}$ – zob. wzór (6), $\ln FEM_{ijk}$ – zob. wzór (7), $\ln Activ_{ijk}$ – zob. wzór (8)) są ujemne i istotne. Oznacza to, że luka płacowa jest tym większa, im wyższe są wartości następujących wskaźników:

- przeciętnego wynagrodzenia brutto za godzinę w i -tym kraju, j -ej grupie zawodowej i k -tej grupie wieku w stosunku do średniej krajowej ($\ln Wages_{ijk}$);
- stopnia feminizacji, opisującego udział kobiet w grupie pracowników z i -tego kraju, j -ej grupy zawodowej i k -tej grupy wieku wśród wszystkich pracowników (obojga płci) tak zdefiniowanej grupy ($\ln FEM_{ijk}$);

¹⁵ Bardziej szczegółowa analiza zróżnicowania luki płacowej w krajach UE została przedstawiona w pracy Witkowskiej i in. (2019, s. 121–152).

¹⁶ W modelach, których parametry szacowane są na próbach przekrojowych, uwzględniających znaczną liczbę zmiennych binarnych, istnieje podejrzenie występowania współliniowości. W związku z tym w omawianej analizie empirycznej wykorzystano współczynnik VIF do oceny występowania współliniowości. Nie potwierdził on obecności tego zjawiska.

- relacji liczby godzin przepracowanych przez kobiety do liczby godzin przepracowanych przez mężczyzn (w miesiącu referencyjnym danego badania SES) w wydzielonych grupach pracowników ($\ln Activ_{ijk}$).

Ponadto można zaobserwować, że wpływ stopnia feminizacji był silniejszy w 2014 r. w porównaniu z 2006 r., co wynika z istotnej różnicy między parametrami stojącymi przy tej zmiennej w modelach dla poszczególnych lat (wartość parametru w modelu opisującym sytuację w 2014 r. jest istotnie większa). We wszystkich grupach wieku zdiagnozowano większą lukę płacową niż w przypadku grupy referencyjnej (osoby w wieku 29 lat lub mniej). Największą różnicę wartości wskaźnika GPG w odniesieniu do zbioru obserwacji referencyjnych odnotowano w przypadku pracowników między 41. a 50. rokiem życia. Oznacza to, że sytuacja właśnie tych pracowników najbardziej przyczynia się do zwiększenia rozmiaru dysproporcji w płacach kobiet i mężczyzn. Warto też zwrócić uwagę na to, że w 2014 r. przynależność do grup wieku 30–39 lat oraz 40–49 lat miała znacznie mniejszą siłę oddziaływania na wartość wskaźnika GPG.

W analizie uwzględniającej podział na zawody zaobserwowano, że istotnie większe oddziaływanie na GPG niż w przypadku zmiennej referencyjnej (grupy pracowników zatrudnionych przy pracach prostych – ISCO 9) występuje w następujących grupach zawodowych:

- specjaliści (ISCO 2, zarówno w modelu opisującym sytuację w 2006 r., jak i w modelu odnoszącym się do 2014 r.);
- technicy i inni pracownicy średniego szczebla (ISCO 3, tylko w modelu dla 2006 r.);
- pracownicy biurowi (ISCO 4, w obu modelach);
- pracownicy usług osobistych i sprzedawcy (ISCO 5, w obu modelach);
- rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy (ISCO 6, tylko w modelu dla 2006 r.).

Z kolei mniejsze oddziaływanie zdiagnozowano w grupach pracowników będących robotnikami przemysłowymi i rzemieślnikami (ISCO 7, w obu modelach) oraz operatorami i monterami maszyn i urządzeń (ISCO 8, w obu modelach).

Warto zauważyć, że oddziaływanie grupy wyższych urzędników i kierowników (ISCO 1), która wydaje się najlepiej uposażona, na rozmiar różnic w płacach kobiet i mężczyzn nie różni się istotnie od oddziaływania najmniej zarabiających z grupy pracowników zatrudnionych przy pracach prostych (ISCO 9). Może to wynikać ze znacznego zróżnicowania wynagrodzeń w obu grupach. Trzeba też dodać, że istotne zmiany w czasie odnotowano w przypadku grup pracowników usług osobistych i sprzedawców (ISCO 5) oraz rolników, ogrodników, leśników i rybaków (ISCO 6). W pierwszej z wymienionych grup nastąpił wzrost siły oddziaływania w porównaniu z grupą referencyjną (ISCO 9), a w drugiej – spadek.

Tabl. 6. Wyniki estymacji parametrów modeli pełnych

Zmienne	Model 2006	Model 2014	Test o równości parametrów (t_i)
Stała	-0,2022***	-0,2083***	-0,3117
ln <i>Wages</i>	-0,0877***	-0,1044***	-0,7771
ln <i>FEM</i>	-0,0334***	-0,0628***	-2,8243***
ln <i>Activ</i>	-0,4784***	-0,3908***	0,8841
Wiek: Y30_39	-0,0702***	-0,0369***	3,5791***
Y40_49	-0,0830***	-0,0628***	1,9779**
Y50_59	-0,0708***	-0,0575***	1,2342
Y60+	-0,0373***	-0,0467***	-0,8894
Zatrudnienie: ISCO 1	0,0327	0,0221	-0,4533
ISCO 2	0,0914***	0,0613***	-1,4825*
ISCO 3	0,0439**	0,0219	-1,4086*
ISCO 4	0,0914***	0,1086***	1,3106*
ISCO 5	0,0389**	0,0759***	3,3537***
ISCO 6	0,0989***	-0,0060	-3,9861***
ISCO 7	-0,1438***	-0,1587***	-0,7606
ISCO 8	-0,0554***	-0,0694***	-0,9295
R^2	0,3050	0,3188	

Uwaga. ln *Wages* – relacja płac w wyodrębnionych grupach pracowników w odniesieniu do średnich krajowych wynagrodzeń (zob. wzór (6)); ln *FEM* – stopień feminizacji wydzielonych grup pracowników (zob. wzór (7)); ln *Activ* – relacja liczby godzin przepracowanych przez kobiety do liczby godzin przepracowanych przez mężczyzn w wydzielonych grupach pracowników w miesiącu referencyjnym (zob. wzór (8)). Poziom istotności, na którym następuje odrzucenie hipotezy o braku istotności parametru: *** – 0,01; ** – 0,05; * – 0,1.

Źródło: obliczenia własne w programie Gretl na podstawie: Eurostat (2021f, 2021g, 2021h, 2021i, 2021j, 2021k).

Na kolejnym etapie analizy starano się odpowiedzieć na pytanie, czy wyróżnione w modelach zmienne oddziałują z jednakową siłą na GPG w różnych grupach wieku, przy czym badania ograniczono do 2014 r. (tabl. 7). Okazało się, że wskaźnik płac jest istotny i ujemny w grupach wieku do 29 lat włącznie oraz 30–39 lat, a dodatni w grupie 40–49 lat. Wśród młodszych pracowników wyższe niż przeciętne płace prowadzą zatem do wzrostu luki płacowej, a w grupie wieku 40–49 lat – do spadku wartości GPG. Dodatkowo stopień feminizacji ma wpływ na zwiększanie się GPG (jest istotnie ujemny) we wszystkich grupach wieku z wyjątkiem najmłodszej. Z kolei wskaźnik aktywności zawodowej jest istotnie ujemny jedynie dla grupy 40–49 lat, a istotnie dodatni – dla najstarszych pracowników. W starszych grupach wieku, tj. pracowników w wieku 40 lat i więcej, widoczne jest istotnie mniejsze oddziaływanie pierwszych trzech grup zawodowych (ISCO 1–ISCO 3), grup robotników przemysłowych i rzemieślników (ISCO 7) oraz operatorów i monterów (ISCO 8) niż klasy najniżej zaseregowanych (pracowników przy pracach prostych – ISCO 9), a w grupach do lat 40 to oddziaływanie jest większe lub nieistotnie różne (wyjątek stanowi grupa robotników przemysłowych i rzemieślników w grupie wieku 30–39 lat).

Tabl. 7. Oceny estymatorów parametrów dla grup wieku w 2014 r.

Zmienne	Y0_29	Y30_39	Y40_49	Y50_59	Y60+
Stała	-0,1952***	-0,3137***	-0,1550***	-0,1554***	-0,1441***
ln <i>Wages</i>	-0,1843***	-0,1868***	0,1484***	0,0987*	0,0391
ln <i>FEM</i>	-0,0086	-0,0804***	-0,0533**	-0,0592**	-0,0515***
ln <i>Activ</i>	-0,6387*	-0,2395	-0,3861**	0,0328	0,3565***
Zatrudnienie: ISCO 1	0,0261	0,1423***	-0,2596***	-0,2189***	-0,1995***
ISCO 2	0,0867**	0,1592***	-0,1514***	-0,1093**	-0,1069***
ISCO 3	0,0565*	0,1097***	-0,1249***	-0,1261***	-0,1178***
ISCO 4	0,0873***	0,1665***	0,0309	0,0308	0,0305
ISCO 5	0,0581**	0,0850***	0,0290	0,0401	0,0626**
ISCO 6	-0,0064	0,0350	0,0196	-0,1028	-0,0284
ISCO 7	-0,0585	-0,1243***	-0,2154***	-0,2256***	-0,2398***
ISCO 8	-0,0361	-0,0499	-0,1129***	-0,1146***	-0,1140***
R ²	0,3857	0,2737	0,2704	0,3255	0,4701

Uwaga. Jak przy tabl. 6.

Źródło: obliczenia własne w programie Gretl na podstawie: Eurostat (2021g, 2021i, 2021k).

6. Podsumowanie

W ramach badania omawianego w artykule realizowano dwa cele. Pierwszym było wskazanie zmian w poziomie zatrudnienia kobiet oraz w różnicach między płacami kobiet i mężczyzn mierzonych wskaźnikiem GPG, jakie nastąpiły w krajach UE po kryzysie zapoczątkowanym w 2007 r. w odniesieniu do okresu poprzedzającego ten kryzys. Ta część analizy obejmowała lata 2006 i 2012, a w przypadku różnicy w płacach porównano wartości GPG do 2018 r. Drugim celem było sprawdzenie, czy zmienił się wpływ wybranych czynników na poziom nieskorygowanej luki płacowej pracowników najemnych w UE po kryzysie w odniesieniu do sytuacji sprzed kryzysu. W tym przypadku, ze względu na dostępność danych, okres analizy obejmował lata 2006 i 2014. Ponieważ korzystano z danych zagregowanych, obserwacja została zdefiniowana jako grupa pracowników w *i*-tym kraju, *j*-ej grupie zawodowej i *k*-tej grupie wieku. Grupa czynników determinujących rozmiar dysproporcji w płacach kobiet i mężczyzn, które uwzględniono w analizie empirycznej, obejmowała: poziom płac w wyodrębnionych grupach pracowników w odniesieniu do średnich krajowych wynagrodzeń; stopień feminizacji wydzielonych grup pracowników; relację liczby godzin przepracowanych przez kobiety do liczby godzin przepracowanych przez mężczyzn w wydzielonych grupach pracowników (w miesiącu referencyjnym danego badania SES); wiek (grupę wieku); wykonywany zawód (reprezentowany przez grupę zawodową według klasyfikacji ISCO).

Na podstawie przeprowadzonych analiz empirycznych sformułowano następujące wnioski. Po pierwsze po kryzysie finansowym, który rozpoczął się w 2007 r., a które-

go zakończenie nastąpiło w 2009 r., w UE wśród osób w wieku 15–64 lat zwiększył się odsetek pracujących kobiet, a z uwagi na to, że zmniejszył się odsetek pracujących mężczyzn, nastąpił wzrost feminizacji (tę zmianę odnotowano w 24 krajach UE), przy czym implikowana płcią luka płacowa (według danych z SES)¹⁷ nie uległa istotnemu zmniejszeniu. Można zatem przypuszczać, że zwiększona aktywność kobiet w okresie po kryzysie, czyli po 2009 r., może być spowodowana chęcią obniżenia kosztów pracy przez pracodawców. Kobiety są zatrudniane, ponieważ z reguły godzą się na niższe wynagrodzenia.

Po drugie uzyskane wyniki wskazują, że im większa feminizacja grupy pracowników, tym większe różnice w płacach, o czym świadczy niższy współczynnik konwergencji. Pogłębienie się tego zjawiska w 2014 r. może być skutkiem wzrostu feminizacji w gospodarkach UE. Podobnie jest w przypadku współczynnika aktywizacji zawodowej. Im bardziej czas przepracowany przez kobiety jest zbliżony do czasu przepracowanego przez mężczyzn (lub go przewyższa), tym większe są dysproporcje w płacach brutto za godzinę. Dodatkowo parametry modelu ekonometrycznego dla stosunku wynagrodzenia w danej grupie pracowników do średniego wynagrodzenia w danym kraju (jako zmiennej objaśniającej) charakteryzują się zazwyczaj wartościami ujemnymi. Tym samym należy się spodziewać, że im wyższe są wynagrodzenia w grupie pracowników, tym większe dysproporcje w zarobkach kobiet i mężczyzn.

Po trzecie wartości wszystkich parametrów dla wyróżnionych grup wieku (w modelu pełnym) są istotnie mniejsze od 0, co oznacza, że w porównaniu z referencyjną grupą wieku (do 29 lat) w grupach starszych pracowników różnice w płacach kobiet i mężczyzn są istotnie większe. Warto też zwrócić uwagę na różnice parametrów w modelach dotyczących lat 2006 i 2014. W przypadku dwóch najstarszych grup pracowników (w wieku 50–59 lat oraz 60 lat i więcej) wartość parametru nie zmieniła się istotnie. Różnica między wartościami wskaźnika GPG w tych grupach i w grupie najmłodszej utrzymała się w 2014 r. na podobnym poziomie co w 2006 r. Z kolei wartości parametrów dla grup wieku 30–39 lat oraz 40–49 lat istotnie się zmniejszyły w 2014 r., co oznacza, że różnice między lukami płacowymi w tych grupach a luką płacową w grupie najmłodszej także uległy zmniejszeniu. Taką sytuację można interpretować jako osłabienie siły oddziaływania zmiennej wiek na wielkość luki płacowej.

¹⁷ Należy mieć na uwadze, że o ile w badaniu LFS (z którego zaczerpnięto wartości wskaźnika aktywności zawodowej) są brani pod uwagę wszyscy pracujący, o tyle badanie SES (źródło informacji o GPG) ogranicza się do pracowników najemnych z przedsiębiorstw zatrudniających co najmniej 10 pracowników. Ponadto SES nie obejmuje niektórych sekcji działalności gospodarczej, takich jak np. rolnictwo czy administracja publiczna i obrona narodowa.

Po czwarte różnica w sile oddziaływania grup zawodowych na GPG istotnie się zwiększyła w przypadku pracowników usług osobistych i sprzedawców (ISCO 5). Ponadto nastąpiła istotna zmiana tego oddziaływania w przypadku rolników, ogrodników, leśników i rybaków (ISCO 6)¹⁸, polegająca na wyrównaniu siły oddziaływania tej grupy zawodowej i pracowników zatrudnionych przy pracach prostych (ISCO 9).

W modelach szacowanych dla poszczególnych grup wieku lub pojedynczych grup zawodowych widoczne są zmiany w sile i kierunku oddziaływania zmiennych zarówno ilościowych, jak i jakościowych. W grupach pracowników poniżej 50. roku życia dysproporcje w wynagrodzeniach kobiet i mężczyzn są większe i zwiększają się w kolejnych starszych grupach wieku, osiągając maksimum dla pracowników w wieku 40–49 lat. Natomiast w grupach wieku powyżej 49 lat różnice te zaczynają się zmniejszać. Może to wynikać z faktycznego wieku dezaktywizacji zawodowej kobiet, które zaczynają przechodzić na emeryturę po 50. roku życia. Spośród kobiet w wieku 60 lat i więcej pracują zaś tylko te, które chcą i dla których jest to opłacalne.

Bibliografia

- Aczel, A. D. (2000). *Statystyka w zarządzaniu* (tłum. K. Bech i in.). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Adamchik, V. A., Bedi, A. S. (2003). Gender pay differentials during the transition in Poland. *Economics of Transition*, 11(4), 697–726. <https://doi.org/10.1111/j.0967-0750.2003.00162.x>.
- Anderson, T., Forth, J., Metcalf, H., Kirby, S. (2001). *The gender pay gap: Final report to the Women and Equality Unit*. London: Cabinet Office Women and Equality Unit.
- Arulampalam, W., Booth, A. L., Bryan, M. L. (2007). Is there a glass ceiling over Europe? Exploring the gender pay gap across the wage distribution. *Industrial and Labor Relations Review*, 60(2), 163–186. <https://doi.org/10.1177/001979390706000201>.
- Barón, J. D., Cobb-Clark, D. A. (2010). Occupational Segregation and the Gender Wage Gap in Private-and Public-Sector Employment: A Distributional Analysis. *Economic Record*, 86(273), 227–246. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2009.00600.x>.
- Becker, G. S. (1957). *The Economics of Discrimination*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Becker, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 9–49. <https://doi.org/10.1086/258724>.
- Becker, G. S. (1964). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Blau, F. D. (2012). *Gender, Inequality, and Wages*. Oxford: Oxford University Press.
- Blau, F. D., Ferber, M. A., Winkler, A. E. (2010). *The Economics of Women, Men, and Work* (6th edition). Pearson.

¹⁸ Warto zwrócić uwagę, że w tej części badania grupa zawodowa ISCO 6 – rolnicy, ogrodnicy, leśnicy i rybacy – nie odnosi się do sekcji działalności gospodarczej, jaką jest rolnictwo, leśnictwo i rybactwo (sekcja A). W badaniu SES ta sekcja jest pomijana. Obejmuje ona osoby pracujące w innych sekcjach, ale wykonujące zadania zdefiniowane w grupie zawodowej ISCO 6.

- Blau, F. D., Kahn, L. M. (2006). The U.S. Gender Pay Gap in the 1990s: Slowing Convergence. *Industrial and Labor Relations Review*, 60(1), 45–66. <https://doi.org/10.1177/0019793906000103>.
- Blau, F. D., Kahn, L. M. (2007). The Gender Pay Gap: Have Women Gone as Far as They Can?. *Academy of Management Perspectives*, 21(1), 7–23. <https://doi.org/10.5465/amp.2007.24286161>.
- Blau, F. D., Kahn, L. M. (2017). The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789–865. <https://doi.org/10.1257/jel.20160995>.
- Bukowski, M. (red.). (2010). *Zatrudnienie w Polsce 2008. Praca w cyklu życia*, Warszawa: Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich.
- Cazes, S., Verick, S., Heuer, C. (2009). *Labour market policies in times of crisis* (ILO Employment Working Paper No. 35). https://www.ilo.org/employment/Whatwedo/Publications/working-papers/WCMS_114973/lang-en/index.htm.
- Charles, M., Grusky, D. B. (2004). *Occupational Ghettos: the Worldwide Segregation of Women and Men*. Stanford: Stanford University Press.
- Eurostat. (b.r.). *Glossary: Gender pay gap (GPG)*. [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Gender_pay_gap_\(GPG\)](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Glossary:Gender_pay_gap_(GPG)).
- Eurostat. (2008). *NACE Rev. 2. Statistical classification of economic activities in the European Community* (Eurostat Methodologies and Working Papers). <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/3859598/5902521/KS-RA-07-015-EN.PDF>.
- Eurostat. (2021a). Employment rates by sex, age and citizenship (%) [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfsa_ergaedn&lang=en.
- Eurostat. (2021b). Employment by sex, age and economic activity (1983–2008, NACE Rev. 1.1) (1000) [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfsa_egana&lang=en.
- Eurostat. (2021c). Employment by sex, age and economic activity (from 2008 onwards, NACE Rev. 2) – 1000 [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=lfsa_egan2&lang=en.
- Eurostat. (2021d). Gender pay gap in unadjusted form by NACE Rev. 1.1 activity – structure of earnings survey methodology [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_gr_gpg&lang=en.
- Eurostat. (2021e). Gender pay gap in unadjusted form by NACE Rev. 2 activity – structure of earnings survey methodology [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_gr_gpr2&lang=en.
- Eurostat. (2021f). Mean hourly earnings by sex, age, occupation – NACE Rev. 1.1, C-O excluding L [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_ses06_14&lang=en.
- Eurostat. (2021g). Mean hourly earnings by sex, age and occupation – NACE Rev. 2, B-S excluding O [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_ses14_14&lang=en.
- Eurostat. (2021h). Mean monthly hours paid by sex, age, occupation – NACE Rev. 1.1, C-O excluding L [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_ses06_35&lang=en.
- Eurostat. (2021i). Mean monthly hours paid by sex, age and occupation – NACE Rev. 2, B-S excluding O [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_ses14_35&lang=en.

- Eurostat. (2021j). Number of employees by sex, age, occupation – NACE Rev. 1.1, C-O excluding L [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_ses06_03&lang=en.
- Eurostat. (2021k). Number of employees by sex, age, occupation and size class – NACE Rev. 2, B-S excluding O [zbiór danych]. https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_ses14_03&lang=en.
- Gago, E. G., Marcelo, S. K. (2013). Women, Gender Equality and the Economic Crisis in Spain. W: M. Karamessini, J. Rubery (Eds.), *Women and Austerity: The Economic Crisis and the Future for Gender Equality* (s. 228–247). Taylor & Francis Group.
- Goraus, K., Tyrowicz, J. (2014). *Gender Wage Gap in Poland – Can It Be Explained by Differences in Observable Characteristics?* (University of Warsaw Faculty of Economic Sciences Working Papers, No. 11/2014). https://www.wne.uw.edu.pl/files/5213/9636/9789/WNE_WP128_2014.pdf.
- Grajek, M. (2003). Gender Pay Gap in Poland. *Economic Change and Restructuring*, 36(1), 23–44.
- Hakim, C. (2004). *Key Issues in Women's work: Female Diversity and the Polarisation of Women's Employment* (2nd edition). New York: Routledge.
- Hakim, C. (2006). Women, careers, and work-life preferences. *British Journal of Guidance & Counselling*, 34(3), 279–294. <https://doi.org/10.1080/03069880600769118>.
- Hirsch, B., Schank, T., Schnabel, C. (2010). Differences in Labor Supply to Monopsonistic Firms and the Gender Pay Gap: An Empirical Analysis Using Linked Employer-Employee Data from Germany. *Journal of Labor Economics*, 28(2), 291–330. <https://doi.org/10.1086/651208>.
- Hozer-Koćmiel, M., Halik, P., Sobolewska, A. (2017). Has the economic crisis equally influenced women's and men's employment in Poland on the background of the EU countries? W: S. Misiak-Kwit, M. Wiścicka-Fernando (Eds.), *Equality and Management* (s. 7–18). Szczecin: Volumina.pl.
- Jacobs, J. A., Gerson, K. (2004). *The Time Divide: Work, Family, and Gender Equality*. Cambridge: Harvard University Press.
- Khitarishvili, T. (2016). Two tales of contraction: gender wage gap in Georgia before and after the 2008 crisis. *IZA Journal of Labor & Development*, 5, 1–28. <https://doi.org/10.1186/s40175-016-0060-z>.
- Klasen, S. (1999). *Does Gender Inequality Reduce Growth and Development? Evidence from Cross-Country Regressions* (World Bank Working Paper Series No. 7). <http://documents1.worldbank.org/curated/en/612001468741378860/pdf/multi-page.pdf>.
- Kotowska, I. E. (2007). Uwagi o polityce rodzinnej w Polsce w kontekście wzrostu dzietności i zatrudnienia kobiet. *Polityka Społeczna*, (8), 13–19.
- Kotowska, I. E. (red.). (2009). *Strukturalne i kulturowe uwarunkowania aktywności zawodowej kobiet w Polsce*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Kryńska, E., Kopycińska, D. (2015). Wages in Labour Market Theories. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 15(2), 177–190. <https://doi.org/10.1515/fofi-2015-0044>.
- Lallement, M. (2011). Europe and the economic crisis: forms of labour market adjustment and varieties of capitalism. *Work, Employment and Society*, 25(4), 627–641. <https://doi.org/10.1177/0950017011419717>.
- Macdonald, R. (2012). *Genesis of the Financial Crisis*. Palgrave Macmillan.

- Matuszewska-Janica, A. (2014). Wages inequalities between men and women: Eurostat SES meta-data analysis applying econometric models. *Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*, 15(1), 113–124. http://qme.sggw.pl/pdf/MIBE_T15_z1_11.pdf.
- Matuszewska-Janica, A., Hozer-Koćmiel, M. (2015). Struktura zatrudnienia oraz wynagrodzenia kobiet i mężczyzn a przedmiotowa struktura gospodarcza w państwach UE. *Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu*, (385), 178–186. <https://doi.org/10.15611/pn.2015.385.19>.
- Mincer, J. A. (1974). The human capital earnings function. W: J. A. Mincer, *Schooling, Experience, and Earnings* (s. 83–96). National Bureau of Economic Research. <https://www.nber.org/system/files/chapters/c1767/c1767.pdf>.
- Morrison, A., Raju, D., Sinha, N. (2007). *Gender Equality, Poverty and Economic Growth* (Policy Research Working Paper No. 4349). <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/7321>.
- Mortensen, D. T. (2012). *Dyspersja płac: dlaczego podobni pracownicy zarabiają różnie?* (tłum. Z. Matkowski). Warszawa: Polskie Towarzystwo Ekonomiczne.
- Newell, A., Socha, M. (2007). *The Polish Wage Inequality Explosion* (IZA Discussion Papers No. 2644). <http://ftp.iza.org/dp2644.pdf>.
- Piazzalunga, D., Di Tommaso, M. L. (2019). The increase of the gender wage gap in Italy during the 2008–2012 economic crisis. *The Journal of Economic Inequality*, 17(2), 171–193. <https://doi.org/10.1007/s10888-018-9396-8>.
- Rubery, J., Smith, M., Fagan, C. (1999). *Women's Employment in Europe: Trends and Prospects*. London: Routledge.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1–17.
- Schultz, T. W. (1971). *Investment in Human Capital. The Role of Education and of Research*. New York: The Free Press.
- Shostya, A. (2014). The effect of the global financial crisis on transition economies. *Atlantic Economic Journal*, 42(3), 317–332. <https://doi.org/10.1007/s11293-014-9418-2>.
- Shostya, A. (2019). The Global Financial Crisis in Transition Economies: The Role of Initial Conditions. *Atlantic Economic Journal*, 47(1), 37–51. <https://doi.org/10.1007/s11293-019-09607-8>.
- Tarczyński, W., Witkowska, D., Kompa, K. (2013). *Współczynnik beta. Teoria i praktyka*. Pielaszek Research.
- Terazi, E., Şenel, S. (2011). The effects of the global financial crisis on the Central and Eastern European Union countries. *International Journal of Business and Social Science*, 2(17), 186–192. http://ijbssnet.com/view.php?u=https://ijbssnet.com/journals/Vol_2_No_17/25.pdf.
- Witkowska, D., Kompa, K., Matuszewska-Janica, A. (2019). *Sytuacja kobiet na rynku pracy: wybrane aspekty*. Łódź: Wydawnictwo Uniwersytetu Łódzkiego.
- Zieliński, M. (2012). Kryzys gospodarczy a sytuacja na rynku pracy w krajach Unii Europejskiej w latach 2007–2011. *Oeconomia Copernicana*, 3(2), 57–68. <http://dx.doi.org/10.12775/OeC.2012.009>.