

*Anna Krajewska**, *Sylwia Roszkowska***

PŁACA MINIMALNA W KRAJACH OECD. KIERUNKI ZMIAN I WPŁYW NA ZATRUDNIENIE I NIERÓWNOŚCI PŁACOWE¹

(Artykuł nadesłany: 30.06.2016; Zaakceptowany: 16.02.2017)

STRESZCZENIE

Celem opracowania jest statystyczna analiza wpływu płacy minimalnej na zatrudnienie oraz na zróżnicowanie płac w krajach OECD. W celu przeanalizowania związku między płacą minimalną a charakterystykami rynku pracy podjęto próbę szacowania równań objaśniających stopy zatrudnienia i zróżnicowanie płac wynagrodzeniem minimalnym oraz innymi ważnymi zmiennymi makroekonomicznymi. Parametry równań były szacowane metodą GLS z założeniem heteroskedastyczności i autokorelacji składnika losowego.

Podstawowe wnioski płynące z analiz to statystycznie istotne oddziaływanie płac minimalnych na stopę zatrudnienia ogółem. Nie potwierdzono wpływu płacy minimalnej na stopę zatrudnienia osób młodych. Potwierdzono hipotezę, że płaca minimalna najsilniej oddziałuje na stopy zatrudnienia osób z najniższym poziomem wykształcenia. Płaca minimalna wpływa ujemnie na relacje płac w dziewiątej i pierwszej oraz piątej i pierwszej grupie decylowej płac, z kolei wpływ na stosunek płac w górnej części rozkładu płac jest ograniczony.

Słowa kluczowe: płaca minimalna, zatrudnienie, nierówności płacowe, prawna ochrona zatrudnienia.

Klasyfikacja JEL: J08, J31, J38

* Kolegium Nauk Ekonomicznych i Społecznych, Politechnika Warszawska, Filia w Płocku, Anna.Krajewska@pw.edu.pl.

** Katedra Makroekonomii, Wydział Ekonomiczno-Socjologiczny UŁ, sylwiaroszkowska@gmail.com

¹ Artykuł został przygotowany w ramach realizacji projektu NCN „Instytucje rynku pracy a sytuacja na rynkach pracy w krajach OECD w okresie globalnego kryzysu”, nr umowy: UMO-2013/11/B/HS4/00684.

WPROWADZENIE

Płaca minimalna jest instytucją rynku pracy, która została po raz pierwszy wprowadzona w Nowej Zelandii i Australii pod koniec XIX w. jako skutek strajków robotniczych. W roku 1909 wprowadzono płacę minimalną w Wielkiej Brytanii, zaś w 1938 w Stanach Zjednoczonych (Neumark, Wascher, 2008). Obecnie płaca minimalna funkcjonuje w większości gospodarek uprzemysłowionych, w których jest wynikiem negocjacji zbiorowych bądź legislacji oraz jest ustalana indywidualnie na podstawie różnych kryteriów, jak: wiek, doświadczenie zawodowe pracowników, region zamieszkania, sektor gospodarki oraz wykonywany zawód (por. Dolado i in., 1996; Boeri, van Ours, 2008).

Wprowadzenie płacy minimalnej jest związane z przekonaniem polityków gospodarczych o społecznych korzyściach jej funkcjonowania. W szczególności płaca minimalna ma za zadanie niwelować niedoskonałości rynku pracy związane z asymetrią informacji, a także ma służyć sprawiedliwemu rozkładowi dochodów w społeczeństwie i redukcji ubóstwa. W literaturze przedmiotu są prezentowane argumenty zwolenników oraz przeciwników instytucji płacy minimalnej (Krajewska, Krajewski, 2013; Boeri, van Ours, 2008; Rutkowski, 2003). Wśród argumentów „za” płacą minimalną z jednej strony wskazuje się na następujące pozytywne efekty funkcjonowania tej instytucji: redukcja ubóstwa i zmniejszanie nierówności dochodów, ograniczenie wykorzystywania pracowników, wzrost wydajności pracy oraz szybszy wzrost gospodarczy. Z drugiej strony jako negatywne skutki występowania płacy minimalnej wymienia się: ograniczenie zatrudnienia (jeśli minimalne wynagrodzenie jest wyższe od dotychczasowych płac), rozwój szarej strefy, ograniczanie wzrostu w regionach i branżach o niskiej wydajności pracy oraz obniżenie konkurencyjności.

Badania empiryczne wpływu płacy minimalnej na podstawowe charakterystyki rynku pracy (zatrudnienie, bezrobocie i płace) powinny się opierać na teoretycznych podstawach. Jednak okazuje się, że wpływ ten zależy od tego, jak funkcjonuje rynek pracy (Cahuc, Zylberberg, 2004). Jeśli założy się, że rynek pracy jest doskonale konkurencyjny, to wzrost płacy minimalnej ponad płacę równoważącą rynek spowoduje wzrost bezrobocia i spadek zatrudnienia. Pozytywny wpływ na zatrudnienie płaca minimalna może mieć w przypadku, w którym istnieje tylko monopolistyczny pracodawca (monopson) w dużych firmach, które niedostatecznie monitorują wydajność pracy, a także gdy istnieją duże koszty mobilności związane z potencjalną zmianą pracy (por. Krajewska, 2015; Manning, 2003).

Z kolei przedstawiciele teorii poszukiwań i dopasowań na rynku pracy sugerują, że wzrost płacy minimalnej ponad płacę równoważącą rynek, może spowodować spadek bezrobocia wskutek tego, że poszukujący pracy będą podejmować większe wysiłki związane ze znalezieniem pracy (Petrongolo, Pissarides, 2006). Często jest tak, że płaca po okresie bezrobocia jest zbliżona do płacy minimalnej i stąd jej wzrost może spowodować, że bezrobotni chętniej podejmą pracę. Należy mieć również na uwadze, że intensyfikacja poszukiwań pracy będzie się przekła-

dała na trudności w jej znalezieniu. Stąd też na gruncie teorii ekonomii nie można wskazać jednoznacznie kierunku wpływu płacy minimalnej na zmiany zatrudnienia.

Analizy empiryczne wpływu płac minimalnych na sytuację na rynku pracy są prowadzone na poziomie krajowym i międzynarodowym. Na ogół analizowany jest wpływ płac na stopy zatrudnienia i bezrobocia. Z badań wynika, że osoby młode, które dopiero wchodzi na rynek pracy, a także pracownicy niewykwalifikowani szczególnie doświadczają spadku zatrudnienia spowodowanego wprowadzeniem płacy minimalnej (np. Neumark, Wascher, 2008; Majchrowska, Żółkiewski, 2012). Część badań nie potwierdza tych rezultatów, wskazując, że płaca minimalna nie oddziałuje statystycznie istotnie na stopy zatrudnienia lub bezrobocia (np. Dube, Lester, Reich, 2010). W niektórych badaniach wpływ płacy minimalnej jest, co prawda, istotny statystycznie, ale niewielki (Manning, 2003; Neumark, Wascher, 2014). Uzyskane wyniki analiz empirycznych są, jak się wydaje, w dużej mierze zdeterminowane wyborem specyfikacji równań, metodami estymacji oraz jakością i dostępnością danych statystycznych (por. też Drazen, 1986; Manning, 1995; Rebitzer, Taylor, 1995; Bhaskar, To, 1999; Masters, 1999; Card, Krueger, 1995; Cahuc, Zylberberg, Saint-Martin, 2001).

Wpływ płacy minimalnej na wynagrodzenia mierzony jest na ogół przez wpływ na rozkład dochodów. Płaca minimalna, z definicji, wyznacza dolną granicę rozkładu płac w danej populacji (Krajewska, 2012). Badania empiryczne wskazują, że płace minimalne mają wpływ na nierówności dochodowe. Z badań prowadzonych dla USA przez J. DiNardo, N.M. Fortin i T. Lemieux (1996), D.S. Lee (1999), C.N. Teulingsa (2000, 2003) wynika, że wzrost stanowej płacy minimalnej miał istotny wpływ na zróżnicowanie płac osób mało zarabiających. A. Manning i Ch. Smith (2010) twierdzą, że skutki wzrostu płac minimalnych są przesadzone, jednak przyznają, że płaca minimalna ma wpływ na płace otrzymywane przez pracowników oraz na nierówności płacowe, a ten efekt jest dużo silniejszy niż wpływ na zatrudnienie. Badania prowadzone dla innych państw również potwierdzają wpływ płacy minimalnej na rozkład płac i nierówności dochodowe (por. m.in. Dickens, Manning, 2004; Card, Cardoso, Kline, 2015; Flinn, 2010; Butcher, Dickens, Manning, 2012).

Celem artykułu jest statystyczna analiza wpływu płacy minimalnej na zatrudnienie oraz zróżnicowanie płac w krajach OECD w okresie 1990–2014. Analiza będzie prowadzona na podstawie miar ustawowej krajowej płacy minimalnej oraz charakterystyki rynku pracy w podziale na wiek i wykształcenie. Struktura artykułu jest następująca. W części pierwszej przedstawiono kształtowanie się płacy minimalnej w krajach OECD. Część druga zawiera statystyczną analizę podstawowych charakterystyk rynku pracy obejmujących stopy bezrobocia, stopy zatrudnienia według wieku i poziomu kwalifikacji, produktywność pracy oraz zróżnicowania płac w krajach OECD. W kolejnej części jest przedstawiona ekonometryczna analiza wpływu płac minimalnych na zatrudnienie oraz zróżnicowanie płac w krajach OECD. Ostatnią część opracowania stanowi podsumowanie prowadzonych analiz i płynące z nich wnioski.

1. PŁACA MINIMALNA W KRAJACH OECD

Ustawa o płacy minimalnej obowiązuje w 26 spośród 34 krajów OECD. Wśród krajów, w których nie wprowadzono ustawy o płacy minimalnej znalazły się: Austria, Dania, Finlandia, Islandia, Norwegia, Szwecja, Szwajcaria i Włochy. Najwcześniej – już w 1938 r. – ustawę o płacy minimalnej obowiązującą w całym kraju wprowadzono w USA. W Polsce płaca minimalna obowiązuje od 1956 roku. Niemcy dołączyły do tego grona dopiero w 2015 roku. Brak ustawowego uregulowania płacy minimalnej w niektórych krajach OECD nie oznacza, że istnieje pełna swoboda w określaniu dolnej granicy wynagrodzenia. W krajach tych wysokość minimalnego wynagrodzenia jest ustalana w wyniku pertraktacji prowadzonych przez partnerów umów zbiorowych. Organizacje związkowe czuwają nad określeniem poziomu wynagrodzenia minimalnego na szczeblu branży lub nawet przedsiębiorstwa.

Poziom płacy minimalnej uwzględniający parytet siły nabywczej jest poważnie zróżnicowany w krajach OECD. Z danych zamieszczonych w tabeli 1 wynika, że w 2014 r. różnice między najwyższą godzinową płacą minimalną (w Australii – 14,98 USD w cenach stałych według parytetu siły nabywczej) i najniższą (w Meksyku – 0,62 USD) jest ponad 24-krotna. Najstarsze dane z bazy OECD dotyczą 1992 r., kiedy płaca minimalna w Meksyku także utrzymała się na najniższym poziomie (2,79 USD) i była blisko 17-krotnie niższa od najwyższej płacy minimalnej notowanej wówczas także w Australii (13,52 USD). Oznacza to, że w Meksyku w ciągu ostatniego 20-lecia siła nabywcza płacy minimalnej cały czas spadała i w 2014 r. stanowiła w wielkościach realnych zaledwie 78,5% płacy z 1992 r. (tab. 2). Bez względu na spadek płacy minimalnej uwzględniający parytet siły nabywczej w badanym okresie odnotowano tylko w trzech spośród 25 analizowanych krajów OECD². Poza Meksykiem sytuacja taka miała miejsce jeszcze w Grecji (spadek minimalnej płacy realnej do poziomu 94,6%, co było jednym z elementów stabilizacyjnej polityki anty kryzysowej) oraz w Holandii (gdzie spadek ten był niewielki – do poziomu 99,6%), ale trzeba pamiętać, że przez długi okres poziom płacy minimalnej był tam bardzo wysoki (powyżej 11 USD za godzinę).

W 2014 r. w ośmiu najbogatszych krajach OECD godzinowa płaca minimalna w wielkościach realnych (mierzona siłą nabywczą) przekraczała 10 USD. W gronie tym znalazły się: Australia, Luksemburg, Francja, Belgia, Nowa Zelandia, Irlandia, Holandia i Wielka Brytania. Drugą grupę z godzinową płacą minimalną na poziomie 6,0–9,4 USD tworzy pięć krajów: Kanada, USA, Japonia, Izrael, a także Słowenia, w której poziom płacy minimalnej wzrósł szybko w badanym okresie. W kolejnej grupie państw, w których godzinowa płaca minimalna zawierała się w przedziale 3,74–4,95 USD, oprócz Korei (gdzie płaca minimalna rosła bardzo szybko – z 1,85 USD w 1992 r. do 4,95 USD w 2014 r.) znalazły się trzy kraje UE w największym stopniu dotknięte kryzysem: Hiszpania, Portugalia i Grecja, a więc państwa, w których z kolei dokonywano wyraźnego wyhamowania tempa wzrostu płacy minimalnej. Ostatnią grupę o najniższym poziomie płacy

² Niemcy – 26 kraj OECD, w którym w 2015 r. wprowadzono ustawę o płacy minimalnej, nie jest w tej statystyce uwzględniany.

Tabela 1. Godzinowa płaca minimalna w krajach OECD w latach 1992, 2000, 2007 i 2014 w USD w cenach stałych z 2014 r. według parytetu siły nabywczej

| Kraje | 1992 | | 2000 | | 2007 | | 2014 | |
|-----------------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|
| | USD | Ran-king | USD | Ran-king | USD | ran-king | USD | Ran-king |
| Australia | 13,52 | 1 | 13,92 | 1 | 14,73 | 1 | 14,98 | 1 |
| Belgia | 11,72 | 3 | 11,62 | 3 | 11,68 | 4 | 11,90 | 4 |
| Chile | 0,98 | 17 | 1,39 | 21 | 1,77 | 24 | 2,18 | 24 |
| Czechy | 1,60 | 14 | 1,57 | 20 | 2,71 | 20 | 2,44 | 23 |
| Estonia | – | – | 1,15 | 23 | 2,23 | 21 | 2,71 | 20 |
| Francja | 9,53 | 5 | 10,47 | 5 | 12,23 | 3 | 12,64 | 3 |
| Grecja | 4,59 | 11 | 4,80 | 13 | 5,43 | 13 | 4,34 | 16 |
| Hiszpania | 4,75 | 10 | 4,57 | 14 | 4,93 | 14 | 4,93 | 15 |
| Holandia | 11,78 | 2 | 11,14 | 4 | 11,39 | 6 | 11,38 | 7 |
| Irlandia | – | – | 9,45 | 6 | 11,64 | 5 | 11,48 | 6 |
| Izrael | – | – | 5,83 | 12 | 6,59 | 10 | 6,46 | 12 |
| Japonia | 5,29 | 9 | 6,18 | 11 | 6,48 | 11 | 7,21 | 11 |
| Kanada | 7,53 | 7 | 8,07 | 9 | 7,96 | 9 | 9,40 | 9 |
| Korea | 1,85 | 13 | 2,39 | 17 | 3,99 | 16 | 4,95 | 14 |
| Luksemburg | 11,17 | 4 | 12,57 | 2 | 13,90 | 2 | 14,75 | 2 |
| Meksyk | 0,79 | 18 | 0,61 | 25 | 0,62 | 25 | 0,62 | 25 |
| Nowa Zelandia | 8,17 | 6 | 8,64 | 7 | 10,67 | 8 | 11,66 | 5 |
| Polska | 1,20 | 16 | 1,77 | 19 | 2,07 | 22 | 3,06 | 18 |
| Portugalia | 3,07 | 12 | 3,29 | 15 | 3,38 | 17 | 3,74 | 17 |
| Słowacja | 0,52 | 19 | 0,98 | 24 | 1,96 | 23 | 2,49 | 22 |
| Słowenia | – | – | 3,94 | 16 | 4,67 | 15 | 6,02 | 13 |
| Turcja | – | – | 1,98 | 18 | 2,61 | 18 | 2,90 | 19 |
| Węgry | 1,37 | 15 | 1,22 | 22 | 2,10 | 19 | 2,52 | 21 |
| Wielka Brytania | – | – | 8,22 | 8 | 10,84 | 7 | 10,47 | 8 |
| USA | 7,17 | 8 | 7,08 | 10 | 6,23 | 12 | 7,25 | 10 |

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych OECD: Dataset: Real minimum wages, UTC (GMT) from OECD.Stat (data dostępu: 11.11.2015).

minimalnej tworzy osiem państw bardzo mocno zróżnicowanych zarówno pod względem poziomu płacy minimalnej (od 0,62 USD w Meksyku do 3,06 USD na godzinę w Polsce), jak i tempa jej wzrostu (przyjmując, że rok 1992=100, od 78,5 w Meksyku do 478,8 w Słowacji). Wyraźnie widać, że transformujące się gospodarki charakteryzują się wyraźnie wyższym tempem wzrostu płacy minimalnej.

W tabeli 2 przedstawiono też tempo wzrostu płacy minimalnej według parytetu siły nabywczej w 2014 r., a także dla okresów wcześniejszych: 1992 r., 2000 r., 2007 r., aby zobaczyć, jakie decyzje dotyczące płacy minimalnej podejmowały różne kraje od rozpoczęcia współczesnego kryzysu. Reakcje badanych krajów były wielokierunkowe. Na jednym krańcu znalazła się Grecja. Godzinowa realna płaca minimalna, 5,43 USD w 2007 r., spadła do 4,34 USD w 2014 r., czyli o 20%. Okazało się jednak, że w Grecji przez wiele lat płace rosły w szybszym tempie niż PKB i wydajność pracy. Dopiero kryzys finansowy i programy naprawcze (Bąk, 2013, s. 184–186) zahamowały proces szybkiego wzrostu wynagrodzeń. Znaczący spadek siły nabywczej płacy minimalnej odnotowano też w Czechach (10%). W kolejnych trzech krajach (Irlandia, Izrael i Wielka Brytania) spadek płacy minimalnej był znikomy (1,4–3,4%). Z kolei 20% i wyższy wzrost płacy minimalnej w okresie kryzysu miał miejsce w Chile, Estonii, na Węgrzech i w Słowenii. Najszybszy od rozpoczęcia kryzysu wzrost płacy minimalnej odnotowano jednak w Polsce (z 2,07 USD w 2007 r. do 3,06 USD w 2014 r.), a więc o 47,8%. Wynikało to z decyzji politycznych dotyczących skokowych podwyżek płacy minimalnej w latach 2008 i 2009³.

Ze względu na duże różnice w poziomie płacy minimalnej w różnych krajach wynikające w znacznym stopniu z poziomu rozwoju gospodarczego oraz wydajności pracy popularną miarą określania wysokości płacy minimalnej jest jej relacja do płacy przeciętnej w danym kraju lub do mediany. Dane takie zamieszczone w tabeli 3 obejmują informacje dotyczące 25 krajów OECD, w których obowiązuje ustawa o płacy minimalnej.

Z danych obejmujących lata 1990–2013 wynikają następujące wnioski:

1. W badanym okresie zmniejszeniu ulegają różnice między krajami o najniższych i najwyższych relacjach między płacą minimalną oraz płacą przeciętną i medianą. W roku 1990 relacje te dla płacy przeciętnej zawierały się między 0,14 (Polska) i 0,58 (Australia), a w 2013 r. uległy poważnemu spłaszczeniu do 0,27 (Meksyk) i 0,51 (Francja). Z kolei dla mediany relacje te wynosiły odpowiednio: w 1990 r. – 0,17 (Polska) i 0,63 (Australia), zaś w 2013 r. – 0,36 (Czechy) i 0,69 (Turcja).
2. W ostatnich kilkunastu latach częściej można zaobserwować zjawisko wzrostu relacji między płacą minimalną a płacą przeciętną. Obniżenie się tych relacji miało miejsce w ośmiu na 25 analizowanych krajów OECD.

³ W 2007 r. miesięczna płaca minimalna była relatywnie niska – wynosiła 936 zł (34,8% przeciętnej wynagrodzenia). W 2008 r. płacę minimalną podniesiono do 1126 zł (o 20,3%) w wyniku dwustronnego porozumienia między rządem Jarosława Kaczyńskiego a NSZZ „Solidarność”. Również w 2009 r., tym razem rząd Donalda Tuska i Komisja Trójstronna, podniesiono płacę minimalną do kwoty 1276 zł (o 13,3%).

Tabela 2. Tempo wzrostu godzinowej płacy minimalnej w krajach OECD w 2014 r.

| Kraje | 2014 | | |
|-----------------|------------|------------|------------|
| | 1992 = 100 | 2000 = 100 | 2007 = 100 |
| Australia | 110,8 | 107,6 | 101,6 |
| Belgia | 101,5 | 102,4 | 101,9 |
| Chile | 222,4 | 156,8 | 123,2 |
| Czechy | 152,5 | 155,4 | 90,0 |
| Estonia | – | 235,6 | 121,5 |
| Francja | 132,6 | 120,7 | 103,4 |
| Grecja | 94,6 | 90,4 | 80,0 |
| Hiszpania | 103,8 | 107,8 | 100,0 |
| Holandia | 96,6 | 102,2 | 99,9 |
| Irlandia | – | 121,5 | 98,6 |
| Izrael | – | 110,8 | 98,0 |
| Japonia | 136,3 | 116,6 | 111,2 |
| Kanada | 124,8 | 116,5 | 118,1 |
| Korea | 267,6 | 207,1 | 124,1 |
| Luksemburg | 132,0 | 117,3 | 106,1 |
| Meksyk | 78,5 | 101,6 | 100,0 |
| Nowa Zelandia | 142,7 | 135,0 | 109,3 |
| Polska | 255,0 | 172,9 | 147,8 |
| Portugalia | 121,8 | 113,7 | 110,7 |
| Słowacja | 478,8 | 254,0 | 127,0 |
| Słowenia | – | 152,8 | 128,9 |
| Turcja | – | 146,5 | 111,1 |
| Węgry | 183,9 | 204,9 | 120,0 |
| Wielka Brytania | – | 127,4 | 96,6 |
| USA | 101,1 | 102,4 | 116,4 |

Źródło: obliczenia na podstawie danych z tabeli 1.

Tabela 3. Relacja między płacą minimalną i płacą przeciętną oraz medianą pracowników zatrudnionych na pełnym etacie

| Kraje | | 1990 | 2000 | 2004 | 2007 | 2008 | 2009 | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 |
|-----------|--------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | | Australia | a b | 0,58 0,63 | 0,50 0,58 | 0,50 0,58 | 0,45 0,54 | 0,45 0,52 | 0,45 0,54 | 0,45 0,54 | 0,45 0,54 |
| Belgia | a b | 0,48 0,55 | 0,46 0,53 | 0,44 0,51 | 0,43 0,50 | 0,44 0,51 | 0,44 0,52 | 0,43 0,51 | 0,43 0,51 | 0,43 0,51 | 0,43 0,51 |
| Chile | a b | - - | 0,39 0,64 | - - | - - | - - | 0,44 0,71 | 0,44 0,71 | 0,43 0,67 | 0,43 0,67 | 0,43 0,68 |
| Czechy | a b | - - | 0,27 0,32 | 0,33 0,38 | 0,32 0,38 | 0,30 0,36 | 0,30 0,36 | 0,30 0,35 | 0,31 0,37 | 0,31 0,36 | 0,31 0,36 |
| Estonia | a b | - - | 0,27 0,34 | 0,34 0,42 | 0,30 0,36 | 0,32 0,38 | 0,40 0,40 | 0,34 0,40 | 0,32 0,38 | 0,32 0,38 | 0,33 0,39 |
| Francja | a b | 0,49 0,59 | 0,50 0,62 | 0,53 0,66 | 0,51 0,63 | 0,51 0,63 | 0,51 0,63 | 0,50 0,62 | 0,50 0,62 | 0,51 0,63 | 0,51 0,63 |
| Grecja | a b | 0,44 0,57 | 0,37 0,47 | 0,32 0,44 | 0,31 0,46 | 0,33 0,48 | 0,33 0,48 | 0,33 0,49 | 0,35 0,51 | 0,23 0,43 | 0,30 0,45 |
| Hiszpania | a b | 0,38 0,46 | 0,34 0,42 | 0,33 0,41 | 0,36 0,44 | 0,35 0,42 | 0,35 0,42 | 0,34 0,41 | 0,35 0,41 | 0,34 0,41 | 0,35 0,41 |
| Holandia | a b | 0,51 0,56 | 0,45 0,51 | 0,43 0,49 | 0,41 0,47 | 0,41 0,47 | 0,41 0,47 | 0,41 0,47 | 0,42 0,47 | 0,42 0,47 | 0,42 0,47 |
| Irlandia | a b | - - | 0,58 0,67 | 0,44 0,53 | 0,45 0,53 | 0,44 0,52 | 0,43 0,50 | 0,44 0,48 | 0,44 0,48 | 0,44 0,48 | 0,44 0,48 |
| Izrael | a b | - - | - - | 0,41 0,55 | 0,41 0,57 | 0,41 0,57 | 0,42 0,57 | 0,41 0,56 | 0,42 0,56 | 0,42 0,56 | 0,43 0,58 |
| Japonia | a b | 0,26 0,30 | 0,28 0,32 | 0,30 0,34 | 0,30 0,34 | 0,30 0,35 | 0,32 0,36 | 0,33 0,37 | 0,33 0,38 | 0,33 0,38 | 0,34 0,39 |
| Kanada | a b | 0,35 0,38 | 0,38 0,41 | 0,36 0,40 | 0,36 0,40 | 0,37 0,41 | 0,38 0,43 | 0,39 0,44 | 0,39 0,44 | 0,40 0,45 | 0,39 0,44 |

| | | | | | | | | | | | | |
|-----------------|---|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Korea | a | 0,25 | 0,22 | 0,26 | 0,30 | 0,31 | 0,33 | 0,33 | 0,33 | 0,33 | 0,32 | 0,33 |
| | b | 0,30 | 0,26 | 0,31 | 0,37 | 0,39 | 0,41 | 0,41 | 0,41 | 0,41 | 0,39 | 0,40 |
| Luksemburg | a | 0,32 | 0,34 | 0,34 | 0,34 | 0,33 | 0,34 | 0,33 | 0,33 | 0,34 | 0,34 | 0,34 |
| | b | 0,39 | 0,41 | 0,41 | 0,41 | 0,40 | 0,41 | 0,41 | 0,41 | 0,41 | 0,41 | 0,41 |
| Meksyk | a | 0,49 | 0,33 | 0,30 | 0,28 | 0,29 | 0,28 | 0,26 | 0,26 | 0,27 | 0,27 | 0,27 |
| | b | - | - | - | 0,37 | 0,36 | 0,37 | 0,35 | 0,35 | 0,36 | 0,36 | 0,37 |
| Nowa Zelandia | a | 0,49 | 0,45 | 0,50 | 0,49 | 0,51 | 0,52 | 0,51 | 0,51 | 0,51 | 0,51 | 0,51 |
| | b | 0,52 | 0,50 | 0,53 | 0,57 | 0,59 | 0,59 | 0,59 | 0,59 | 0,60 | 0,59 | 0,59 |
| Polska | a | 0,14 | 0,33 | 0,35 | 0,32 | 0,35 | 0,37 | 0,37 | 0,37 | 0,37 | 0,38 | 0,40 |
| | b | 0,17 | 0,40 | 0,43 | 0,40 | 0,43 | 0,46 | 0,45 | 0,45 | 0,45 | 0,48 | 0,50 |
| Portugalia | a | 0,37 | 0,35 | 0,36 | 0,36 | 0,36 | 0,37 | 0,39 | 0,39 | 0,39 | 0,40 | 0,38 |
| | b | 0,53 | 0,49 | 0,52 | 0,51 | 0,52 | 0,54 | 0,57 | 0,57 | 0,56 | 0,58 | 0,56 |
| Słowacja | a | - | 0,34 | 0,35 | 0,35 | 0,34 | 0,35 | 0,36 | 0,36 | 0,36 | 0,36 | 0,36 |
| | b | - | 0,42 | 0,44 | 0,44 | 0,43 | 0,45 | 0,46 | 0,46 | 0,46 | 0,45 | 0,45 |
| Słowenia | a | - | - | - | 0,42 | 0,41 | 0,40 | 0,46 | 0,46 | 0,47 | 0,48 | 0,50 |
| | b | - | - | - | 0,50 | 0,48 | 0,49 | 0,57 | 0,57 | 0,58 | 0,59 | 0,61 |
| Turcja | a | 0,24 | 0,27 | 0,40 | 0,38 | 0,38 | 0,38 | 0,38 | 0,38 | 0,39 | 0,39 | 0,38 |
| | b | 0,46 | 0,50 | 0,75 | 0,71 | 0,71 | 0,71 | 0,70 | 0,70 | 0,70 | 0,71 | 0,69 |
| Węgry | a | 0,37 | 0,28 | 0,36 | 0,35 | 0,35 | 0,35 | 0,35 | 0,35 | 0,36 | 0,40 | 0,40 |
| | b | 0,44 | 0,37 | 0,48 | 0,48 | 0,48 | 0,48 | 0,47 | 0,47 | 0,49 | 0,54 | 0,54 |
| Wielka Brytania | a | - | 0,34 | 0,36 | 0,38 | 0,38 | 0,38 | 0,38 | 0,38 | 0,38 | 0,39 | 0,39 |
| | b | - | 0,41 | 0,43 | 0,47 | 0,46 | 0,46 | 0,46 | 0,46 | 0,47 | 0,47 | 0,47 |
| USA | a | 0,30 | 0,29 | 0,25 | 0,23 | 0,25 | 0,27 | 0,28 | 0,28 | 0,28 | 0,27 | 0,27 |
| | b | 0,36 | 0,36 | 0,32 | 0,31 | 0,34 | 0,37 | 0,39 | 0,39 | 0,38 | 0,38 | 0,37 |

Uwagi: a – relacja między płacą minimalną i płacą przeciętną; b – relacja między płacą minimalną i medianą

Źródło: jak w tabeli 1.

W ósemce tej znalazło się pięć krajów, które w 1990 r. miały najwyższą relację między płacą minimalną i płacą przeciętną: Australia i Irlandia (0,58), Holandia (0,51), Meksyk (0,49) i Belgia (0,48). W Grecji i Hiszpanii obniżenie się tych relacji można wiązać z kryzysowym załamaniem tych gospodarek, natomiast spadek tych relacji w USA wynika z rzadko dokonywanych waloryzacji stawki płacy minimalnej.

3. Dużą stabilnością przy względnie wysokich relacjach między płacą minimalną i płacą przeciętną charakteryzują się kraje bogate i nastawione na realizację polityki społecznej sprzyjającej niwelowaniu nierówności dochodowych, takie jak: Australia, Belgia, Francja, Irlandia, Izrael, Holandia, Luksemburg, Nowa Zelandia.
4. Z porównania relacji między płacą minimalną i płacą przeciętną oraz medianą wynika, że we wszystkich analizowanych krajach wskaźnik ten dla mediany jest wyższy. W badanym okresie rozpiętości między płacą minimalną, płacą przeciętną i medianą były bardzo mocno zróżnicowane. Najmniejsze różnice odnotowano w krajach wysoko rozwiniętych, w których kryzys finansowy i ekonomiczny nie wpłynął w sposób wyraźny na wzrost zróżnicowania dochodów. Najwyższe różnice występowały natomiast w krajach relatywnie biednych, gdzie odsetek pracowników uzyskujących niskie zarobki jest relatywnie wysoki, np. w 2013 r. w Turcji relacja między płacą minimalną i przeciętną wynosiła 0,38, a między medianą – 0,69, w Chile (odpowiednio: 0,43 i 0,68) oraz w krajach Unii Europejskiej najbardziej dotkniętych kryzysem: w Grecji (0,30 i 0,45) i Portugalii (0,38 i 0,59).
5. Uwagę zwraca niezwykle niska relacja między płacą minimalną i płacą przeciętną w Polsce w 1990 r. (0,14) oraz między płacą minimalną i medianą (0,17), podczas gdy w pozostałych krajach płaca minimalna stanowiła od 0,24 (Turcja) do 0,58 (Australia) płacy przeciętnej, a mediana wynosiła od 0,30 (Japonia, Korea) do 0,63 (Australia). Przed transformacją relacje między płacą minimalną i przeciętną kształtowały się na poziomie dosyć wysokim, zbliżonym do istniejących w innych krajach europejskich (Jacukowicz, 1992, s. 26–27). Bardzo niskie relacje występowały natomiast w latach: 1989 (0,11) i 1990 (0,14) z powodu bardzo wysokiej inflacji, a płacę minimalną waloryzowano w tych latach trzykrotnie: w 1989 r. w styczniu, lipcu i październiku, a w 1990 r. w styczniu, wrześniu i październiku, ale mimo to płace przeciętne rosły znacznie szybciej i w praktyce płaca minimalna przestała pełnić swoją funkcję, czyli była stosowana niezwykle rzadko (por. www.mpips.gov.pl/prawo-pracy/wynagrodzenia).

W analizach porównawczych ważne są nie tylko różnice w absolutnym poziomie płacy minimalnej oraz stosunek płacy minimalnej do płacy przeciętnej lub mediany. Należy uwzględnić także podatki obciążające płacę minimalną. Z danych zamieszczonych w tabeli 4 wynika, że różnice między godzinową płacą brutto (w USD po uwzględnieniu parytetu siły nabywczej) i płacą po opodatkowaniu są

Tabela 4. Godzinowa płaca minimalna brutto według parytetu siły nabywczej w USD oraz po opodatkowaniu (2013 r.)

| Kraje | Godzinowa płaca minimalna brutto (w USD) | Godzinowa płaca minimalna po opodatkowaniu (w USD) | Podatki obciążające płacę minimalną (w % płacy brutto) |
|-----------------|--|--|--|
| Australia | 10,80 | 9,54 | 11,67 |
| Belgia | 10,70 | 8,57 | 19,91 |
| Chile | 3,30 | 2,22 | 32,73 |
| Czechy | 3,70 | 2,84 | 23,24 |
| Estonia | 3,30 | 2,49 | 24,55 |
| Francja | 11,40 | 8,24 | 27,72 |
| Grecja | 5,20 | 4,42 | 15,00 |
| Hiszpania | 5,50 | 5,37 | 2,36 |
| Holandia | 10,40 | 8,20 | 21,15 |
| Irlandia | 10,30 | 8,46 | 17,86 |
| Izrael | 5,80 | 4,87 | 16,03 |
| Japonia | 7,30 | 5,52 | 24,38 |
| Kanada | 8,20 | 7,18 | 12,44 |
| Korea | 6,10 | 5,85 | 4,1 |
| Luksemburg | 12,40 | 9,24 | 25,48 |
| Meksyk | 1,00 | 1,00 | 0 |
| Nowa Zelandia | 9,60 | 7,35 | 23,44 |
| Polska | 5,30 | 3,59 | 32,26 |
| Portugalia | 4,80 | 4,41 | 8,12 |
| Słowacja | 3,70 | 2,99 | 19,19 |
| Słowenia | 7,50 | 5,14 | 31,47 |
| Turcja | 5,50 | 3,49 | 36,55 |
| Węgry | 4,40 | 2,58 | 41,36 |
| Wielka Brytania | 9,00 | 7,06 | 21,56 |
| USA | 7,30 | 6,26 | 14,25 |

Źródło: L. Kane, *The minimum wage around the world*, <http://www.businessinsider.com/minimum-wage-around-the-world> (data dostępu: 17.11.2015 r.)

bardzo duże. Zawierają się one w przedziale od 0% (Meksyk) i 2,36% (Hiszpania) do 41,36% (Węgry). W Polsce obciążenia te są bardzo wysokie – wynoszą 32,26%. Spośród 25 państw wyszczególnionych w tabeli 4 tylko w czterech krajach (Węgry, Turcja, Chile, Słowacja) podatki obciążające płacę minimalną były wyższe.

2. ZMIANY NA RYNKACH PRACY W KRAJACH OECD W LATACH 1990–2014

Do charakterystyki rynku pracy w OECD zostały wykorzystane następujące wskaźniki: stopa bezrobocia i udział bezrobotnych długookresowo w zasobie bezrobocia, stopa zatrudnienia osób w wieku produkcyjnym i osób młodych, stopa zatrudnienia osób o różnym poziomie kwalifikacji, wydajność pracy i jej tempo wzrostu. Średnie wartości tych wskaźników przedstawione są w tabeli 5. Dynamika zmiany tych wskaźników pokazana jest na rys. 1–7.

Do podstawowych danych statystycznych charakteryzujących rynek pracy należy stopa bezrobocia. W analizowanych krajach OECD występowało znaczne zróżnicowanie stopy bezrobocia (tab. 5). Najwyższe (powyżej 10%) stopy bezrobocia (średnie dla lat 1990–2014) odnotowano w Grecji, Polsce, Słowacji i Hiszpanii. Najniższe stopy (średnio 5% lub mniej) odnotowano zarówno w gospodarkach o wysokich płacach minimalnych (Luksemburg, Holandia), średnich (Japonia, Korea), jak i najniższych w OECD (Meksyk). Jednocześnie na rynkach pracy zachodziły zmiany w zakresie stopy bezrobocia (rys. 1). Największych zmian stopy bezrobocia w analizowanym okresie doświadczyły gospodarki: Estonii, Irlandii, Portugalii i Grecji. Kraje te w największym stopniu ucierpiały w czasie ostatniego kryzysu.

Ważną charakterystyką bezrobocia jest odsetek bezrobotnych długookresowo (tj. pozostających w zasobie bezrobocia 12 miesięcy lub dłużej). Osoby pozostające długi okres w zasobie bezrobocia są postrzegane często jako osoby, które tracą swoje kwalifikacje i mają większe trudności ze znalezieniem pracy. Najwyższym odsetkiem (średnio 50% lub więcej) długookresowo bezrobotnych (pozostających w zasobie bezrobocia ponad rok) charakteryzowały się gospodarki: belgijska, słowacka i grecka. Najniższe i bardzo stabilne udziały (średnio 2%) odnotowano w Meksyku i Korei. Względnie niskie odsetki bezrobocia długookresowego na poziomie ok. 12–17% były w gospodarkach pozaeuropejskich, tj. Kanadzie, Stanach Zjednoczonych, Izraelu i Nowej Zelandii. W pozostałych gospodarkach odsetek ten zawierał się w przedziale 25–48%.

Kolejną charakterystyką rynku pracy są stopy zatrudnienia definiowane jako relacja liczby osób pracujących do liczby ludności w wieku produkcyjnym. Stopy zatrudnienia mogą być rozpatrywane dla różnych grup wiekowych. Najczęściej wykorzystywana w analizach stopa zatrudnienia dotyczy osób w wieku produkcyjnym, tj. 15–64 lat. Kształtowanie się tego wskaźnika zaprezentowano na rysunku 3. Okazuje się, że zdecydowanie najwyższe stopy zatrudnienia zanotowano w najbogatszych gospodarkach OECD – Australii, Japonii, Nowej Zelandii,

Wielkiej Brytanii, Stanów Zjednoczonych, Kanady i Holandii (średnio 70% i więcej), najniższe zaś w Turcji (ok. 47%), Polsce (ok. 56%) oraz w Grecji i na Węgrzech (ok. 57%). Pozostałe gospodarki charakteryzowały się stopami zatrudnienia na poziomie ok. 60–68%.

Znacznie większe różnice można zauważyć wśród pracowników młodych – w wieku 15–24 lat (rys. 4). Najwyższe stopy zatrudnienia osób młodych (powyżej 50%) odnotowano w Wielkiej Brytanii, Stanach Zjednoczonych, Nowej Zelandii, Kanadzie, Australii i Holandii. Względnie dużo ludzi młodych (42–43%) pracowało też w Japonii i Meksyku. Kryzys światowy wpłynął najpoważniej na obniżenie stóp zatrudnienia ludzi młodych w Hiszpanii, Portugalii i Irlandii. Natomiast niską, ale względnie stabilną stopę zatrudnienia w tej grupie wiekowej można zauważyć w Luksemburgu, Turcji, a także w Polsce.

Stopy zatrudnienia można również rozpatrywać od strony umiejętności mierzonych poziomem wykształcenia. Baza statystyczna OECD dostarcza informacji na temat statystyk zatrudnienia według trzech poziomów umiejętności: 1) niskich, utożsamianych z wykształceniem podstawowym i niższym zawodowym, 2) średnich, identyfikowanych z wykształceniem średnim ogólnym i zawodowym oraz 3) wyższych, uzyskanych na wyższym poziomie wykształcenia. Dane te są dostępne tylko dla siedemnastu gospodarek OECD. Stopy zatrudnienia osób z najniższym poziomem kwalifikacji były najbardziej zróżnicowane. Kształtowały się na poziomie od ok. 16% na Słowacji do blisko 63% w Portugalii. Niskie stopy zatrudnienia (w granicach 25–28%) w tej grupie pracowników odnotowano także w Czechach, na Węgrzech i w Polsce. Można przypuszczać, że wynika to z dużego udziału szarej gospodarki w tych krajach, opartej w największym stopniu na zatrudnieniu pracowników o niskich kwalifikacjach.

Zdecydowanie wyższe były stopy zatrudnienia wśród osób ze średnim poziomem wykształcenia i mieściły się w przedziale od ok. 50–55% w Turcji, Hiszpanii i Grecji do ok. 75–77% w Wielkiej Brytanii i Holandii. Najmniejszą rozpiętość stóp zatrudnienia i jednocześnie najwyższe ich wartości dotyczyły pracowników z wyższym poziomem zatrudnienia. W Meksyku, Turcji, Izraelu i Hiszpanii były one najniższe i sięgały poziomu ok. 72–76%, zaś najwyższe – blisko 86% – odnotowano w Słowenii, Portugalii, Wielkiej Brytanii i Holandii.

Bardzo ważnym miernikiem dotyczącym rynku pracy jest wydajność pracy. Na rysunku 6 zaprezentowano dane dotyczące wydajności pracy zdefiniowanej jako PKB w USD w ujęciu realnym według parytetu siły nabywczej na przepracowaną godzinę. Najniższy poziom wydajności pracy (poniżej 20 USD) odnotowano w Meksyku i Chile, a dość niskie (na poziomie 20–24 USD) w Polsce, Korei, na Węgrzech, w Turcji i Estonii. Jednocześnie zmiany wydajności pracy w tych krajach były stosunkowo wysokie i wynosiły średniorocznie ok. 3–4%. Zdecydowanie najwyższą wydajność pracy odnotowano w Luksemburgu (ok. 75 USD). Przeciętną wydajność w granicach 53–57 USD osiągnięto w Belgii, Holandii, Stanach Zjednoczonych i Francji, a tempo wzrostu wydajności pracy w tych najbardziej rozwiniętych krajach było stosunkowo niskie i średniorocznie nie przekraczało 1% w analizowanym okresie (rys. 7).

Tabela 5. Średnie wartości wybranych charakterystyk rynku pracy w krajach OECD w okresie 1990–2014

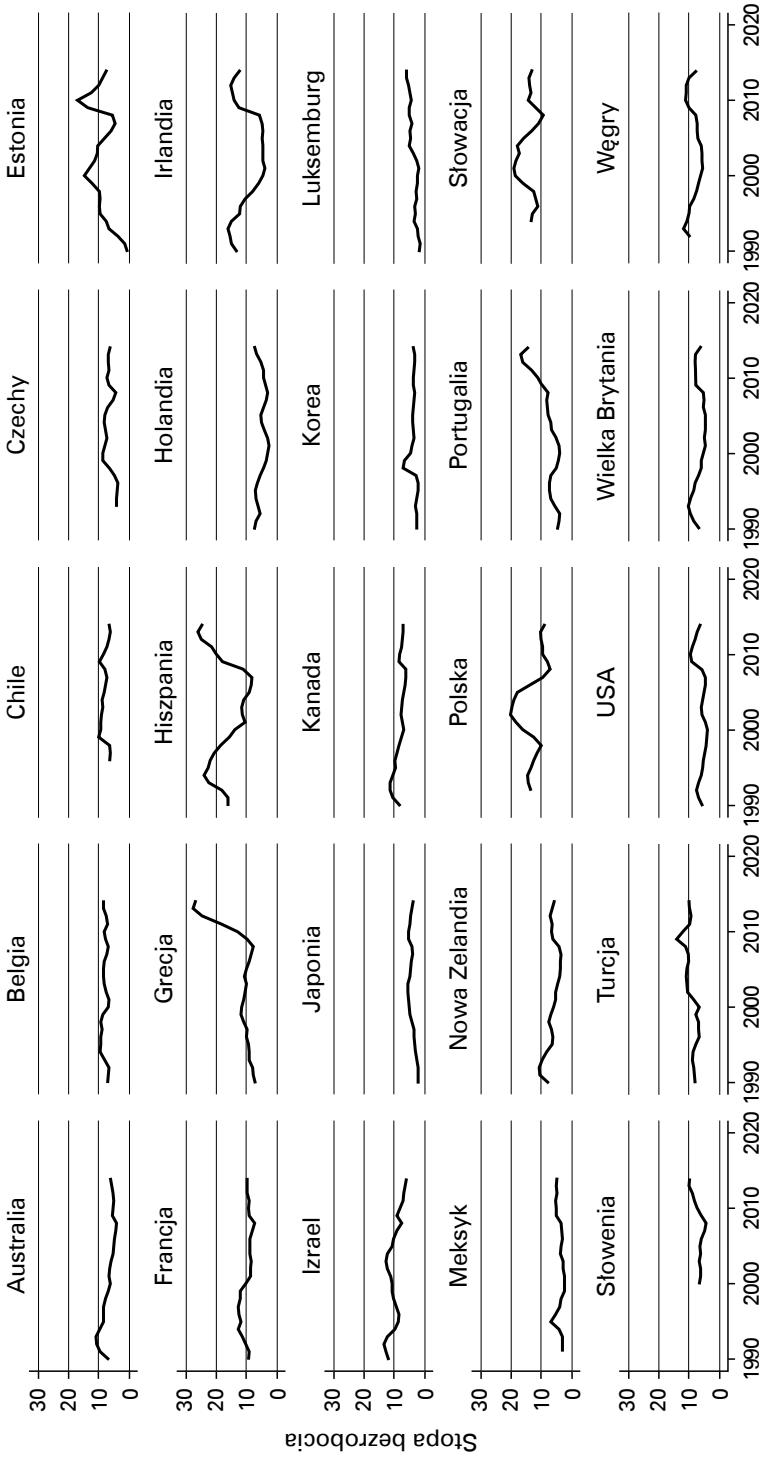
| Kraje | Stopa bezrobocia | Odsetek bezrobotnych długookresowo | Stopa zatrudnienia według wieku | | Stopa zatrudnienia według poziomu kwalifikacji | | | Wydajność pracy | Stopa wzrostu wydajności pracy |
|-----------|------------------|------------------------------------|---------------------------------|---------------|--|--------|--------|-----------------|--------------------------------|
| | | | w wieku 15–64 | w wieku 15–24 | niski | średni | wyższy | | |
| Australia | 6,88 | 24,09 | 69,56 | 60,52 | – | – | – | 44,41 | 1,71 |
| Belgia | 8,09 | 53,47 | 61,08 | 26,89 | 39,97 | 64,60 | 82,60 | 56,60 | 1,21 |
| Chile | 8,00 | – | 58,65 | 28,48 | – | – | – | 17,94 | 3,27 |
| Czechy | 6,51 | 41,70 | 65,76 | 29,06 | 24,64 | 72,41 | 84,11 | 26,13 | 2,66 |
| Estonia | 9,07 | 43,96 | 65,17 | 30,84 | 31,42 | 68,83 | 81,82 | 24,35 | 3,85 |
| Francja | 10,00 | 39,00 | 64,06 | 29,99 | 46,11 | 68,06 | 79,01 | 52,74 | 1,42 |
| Grecja | 12,12 | 52,96 | 56,84 | 22,46 | 48,46 | 55,56 | 78,20 | 30,36 | 1,20 |
| Hiszpania | 17,13 | 40,35 | 59,43 | 30,11 | 49,07 | 55,25 | 75,66 | 42,17 | 1,03 |
| Holandia | 5,04 | 39,98 | 74,41 | 65,66 | 58,39 | 77,98 | 86,19 | 54,61 | 1,07 |
| Irlandia | 10,00 | 47,98 | 64,19 | 41,49 | 42,90 | 65,93 | 82,38 | 47,16 | 2,98 |
| Izrael | 9,92 | 15,95 | 58,57 | 29,71 | 25,43 | 59,64 | 74,61 | 29,87 | 1,06 |
| Japonia | 4,11 | 27,70 | 69,87 | 41,98 | – | – | – | 34,19 | 1,56 |

| | | | | | | | | | |
|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|
| Kanada | 8,17 | 11,78 | 71,17 | 55,83 | - | - | - | 42,13 | 1,32 |
| Korea | 3,57 | 2,11 | 63,51 | 26,85 | - | - | - | 20,58 | 4,76 |
| Luksemburg | 3,61 | 28,54 | 64,39 | 23,12 | 48,64 | 81,81 | 74,40 | 1,11 | |
| Meksyk | 4,06 | 1,54 | 60,44 | 43,16 | 51,83 | 71,75 | 17,37 | 0,37 | |
| Nowa Zelandia | 6,56 | 16,84 | 70,96 | 54,58 | - | - | 33,10 | 0,92 | |
| Polska | 13,25 | 39,03 | 56,36 | 24,38 | 25,58 | 83,06 | 20,09 | 4,07 | |
| Portugalia | 8,02 | 45,76 | 66,26 | 34,03 | 62,97 | 85,73 | 27,88 | 1,42 | |
| Słowacja | 14,44 | 59,00 | 58,89 | 24,98 | 16,06 | 82,15 | 27,72 | 3,90 | |
| Słowenia | 7,07 | 49,13 | 64,92 | 32,35 | 39,89 | 85,48 | 31,12 | 2,76 | |
| Turcja | 9,47 | 33,34 | 46,78 | 30,99 | 41,78 | 72,18 | 23,66 | 2,15 | |
| USA | 6,20 | 13,26 | 71,00 | 54,07 | - | - | 52,82 | 1,70 | |
| Węgry | 8,61 | 45,76 | 56,74 | 23,72 | 27,56 | 80,53 | 23,18 | 2,68 | |

Objaśnienia: wydajność pracy to PKB na przepracowaną godzinę (w USD, ceny stałe i PPP), pozostałe zmienne w %.

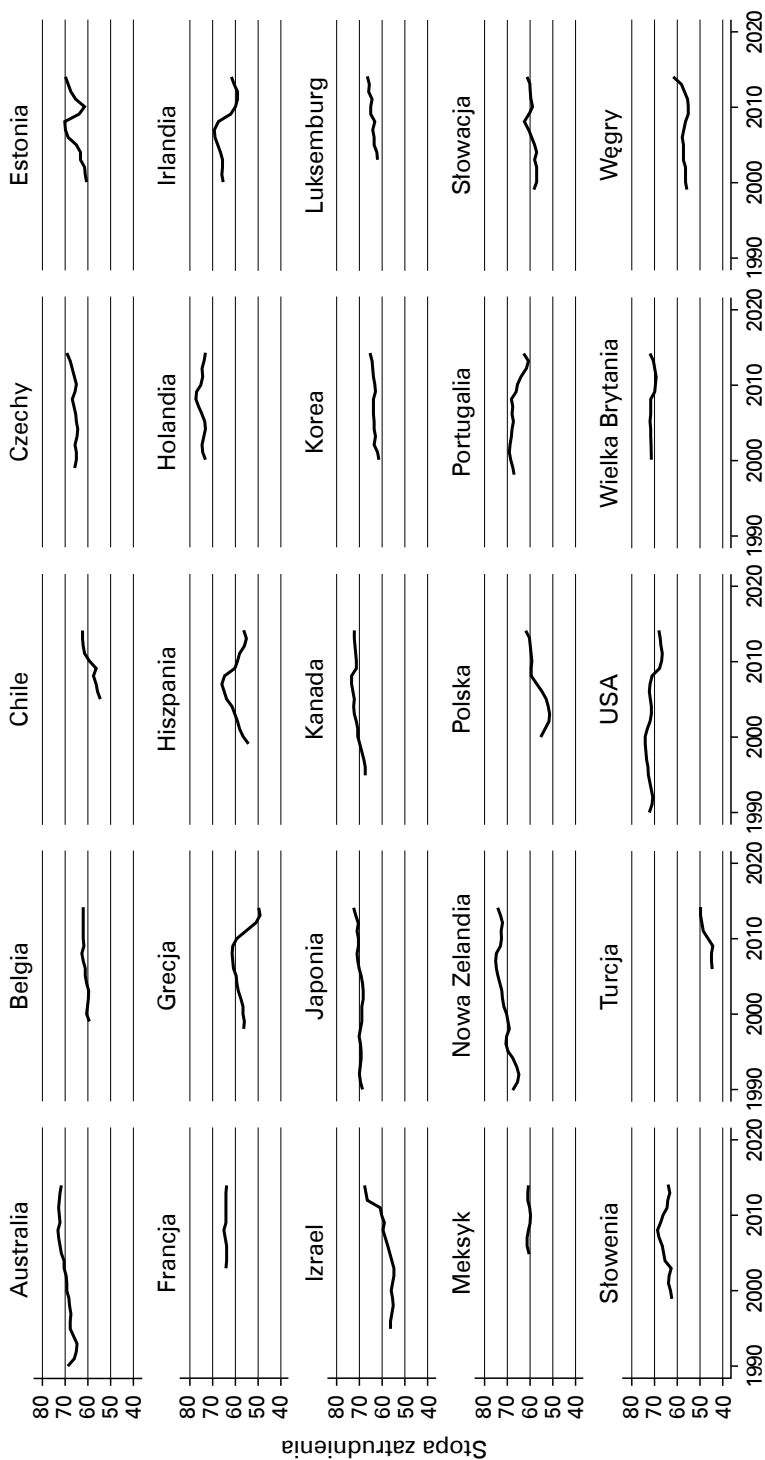
Źródło: dane OECD.

Rysunek 1. Stopa bezrobocia w krajach OECD w latach 1990–2014



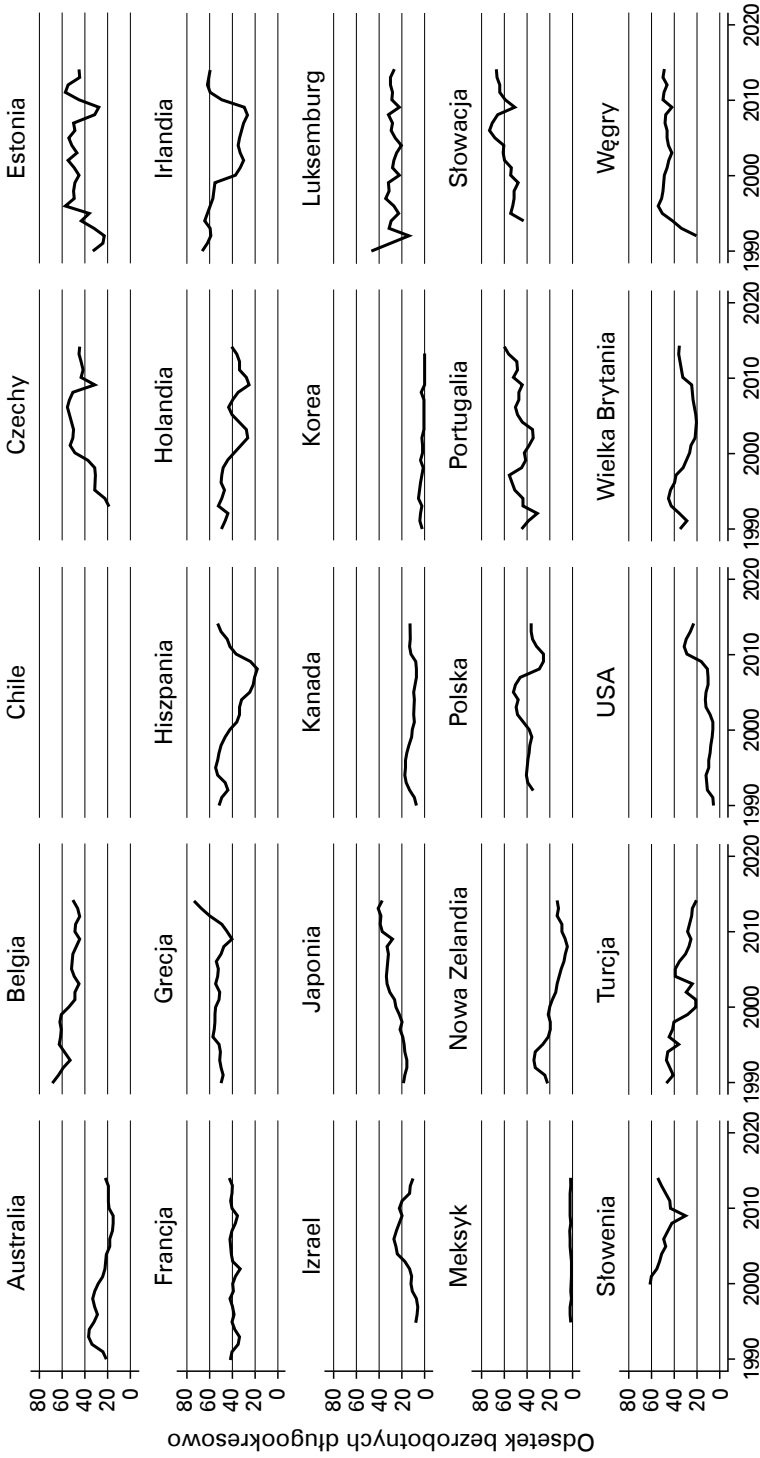
Źródło: dane OECD.

Rysunek 2. Udział bezrobotnych długookresowo w zasobie bezrobocia w krajach OECD w latach 1990-2014



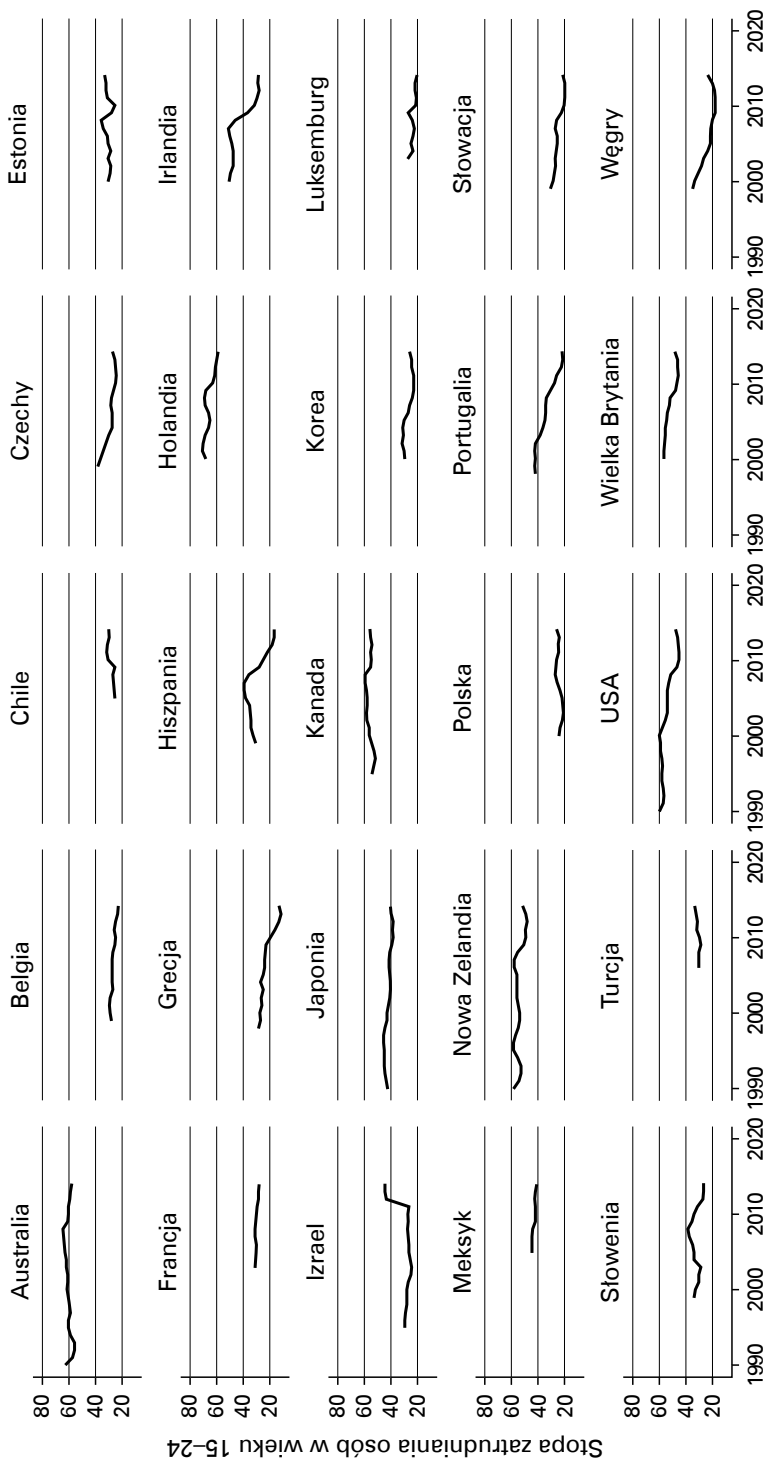
Źródło: dane OECD.

Rysunek 3. Stopa zatrudnienia osób w wieku 15-64 lata w krajach OECD



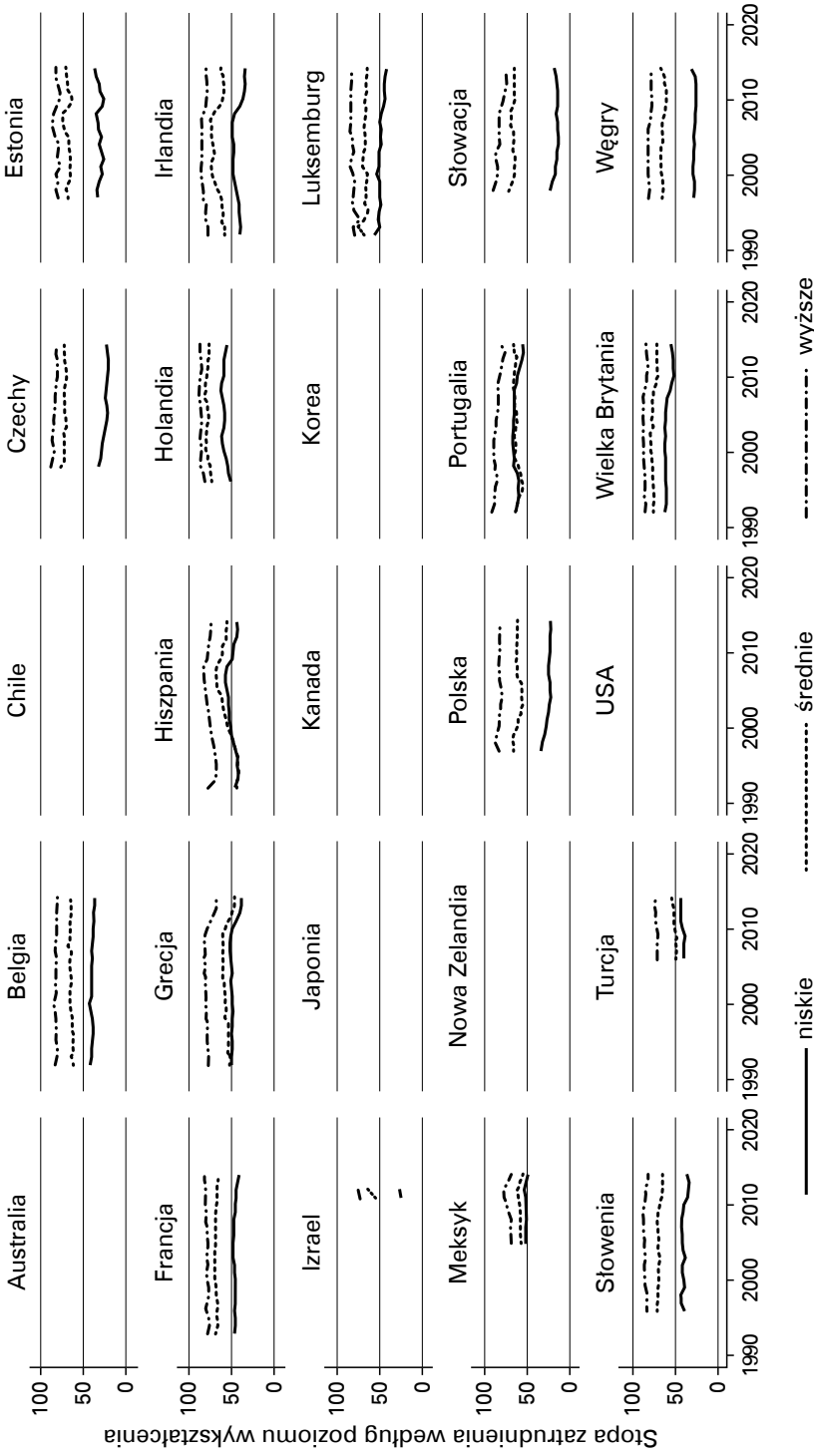
Źródło: dane OECD.

Rysunek 4. Stopa zatrudnienia osób w wieku 15-24 lata w krajach OECD



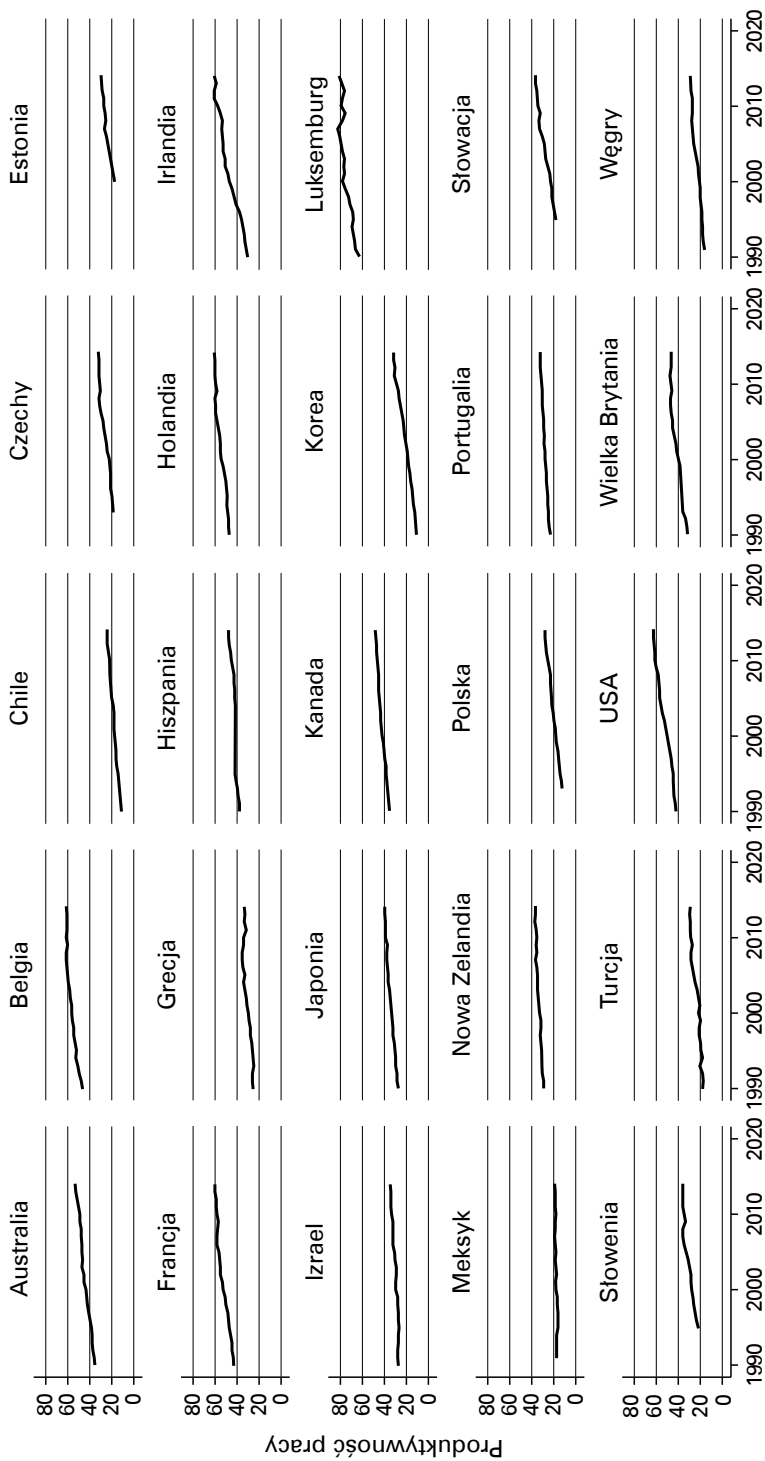
Źródło: dane OECD.

Rysunek 5. Stopa zatrudnienia według poziomu wykształcenia



Źródło: dane OECD.

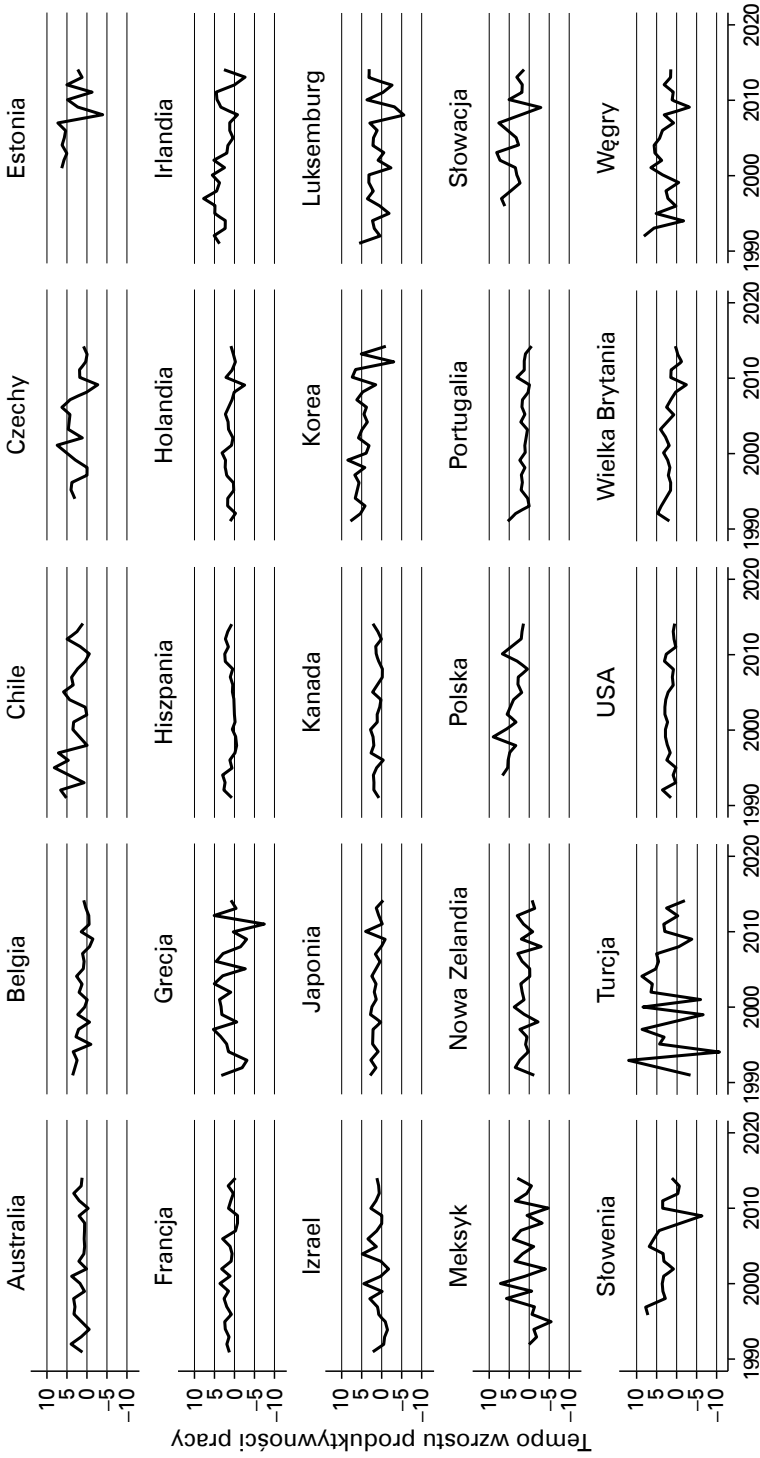
Rysunek 6. Wydajność pracy w krajach OECD



Uwaga: wydajność pracy jest to PKB (stałe ceny i stałe PPP) na godzinę.

Źródło: dane OECD.

Rysunek 7. Tempo wzrostu wydajności pracy w krajach OECD



Źródło: opracowanie na podstawie danych z rysunku 6.

Tabela 6. Średnie wartości wybranych charakterystyk zróżnicowania płac w krajach OECD w okresie 1990–2014

| Kraje | d9_d5 | d9_d1 | d5_d1 |
|-----------------|--------|--------|--------|
| Australia | 185,39 | 309,38 | 166,77 |
| Belgia | 172,09 | 238,37 | 138,49 |
| Chile | 305,36 | 508,88 | 165,96 |
| Czechy | 178,73 | 331,07 | 185,13 |
| Estonia | 219,47 | 481,17 | 217,97 |
| Francja | 199,64 | 302,63 | 151,60 |
| Grecja | 195,71 | 322,16 | 164,52 |
| Hiszpania | 200,39 | 336,14 | 167,71 |
| Holandia | 179,00 | 287,40 | 160,57 |
| Irlandia | 200,91 | 380,07 | 189,21 |
| Izrael | 267,59 | 512,58 | 191,55 |
| Japonia | 184,45 | 301,18 | 163,28 |
| Kanada | 185,49 | 367,65 | 198,24 |
| Korea | 226,08 | 455,68 | 201,43 |
| Luksemburg | 196,50 | 310,60 | 158,15 |
| Meksyk | 214,13 | 378,84 | 177,13 |
| Nowa Zelandia | 173,43 | 272,00 | 156,85 |
| Polska | 190,96 | 352,96 | 184,02 |
| Portugalia | 265,63 | 411,96 | 154,93 |
| Słowacja | 198,13 | 351,34 | 177,30 |
| Słowenia | 204,80 | 326,20 | 159,30 |
| Turcja | 290,40 | 484,50 | 166,90 |
| USA | 225,80 | 470,45 | 208,26 |
| Węgry | 225,02 | 413,65 | 183,99 |
| Wielka Brytania | 192,57 | 351,22 | 182,43 |

Objaśnienia: d9_d5 – relacja wynagrodzeń w dziewiątej grupie decylowej do wynagrodzeń w piątej grupie decylowej, d9_d1 – relacja wynagrodzeń w dziewiątej grupie decylowej do wynagrodzeń w pierwszej grupie decylowej, d5_d1 – relacja wynagrodzeń w piątej grupie decylowej do wynagrodzeń w pierwszej grupie decylowej; wszystkie miary wyrażone w procentach.

Źródło: dane OECD.

Analizując rynki pracy warto również zwrócić uwagę na zróżnicowanie płac w badanych krajach. W tabeli 6 zaprezentowano średnie wartości współczynników zróżnicowania płac mierzonych jako relacje płac w poszczególnych grupach decylowych (wyrażone w punktach procentowych). Z zaprezentowanych danych wynika, że najwyższe zróżnicowanie płac odnotowano w Izraelu, Chile, Turcji,

Estonii, Stanach Zjednoczonych oraz w Korei. Płace najlepiej zarabiających (z 9. grupy decylowej) były 4,5–5-krotnie wyższe niż płace najslabiej zarabiających (z pierwszej grupy decylowej). W Belgii, Nowej Zelandii i Holandii relacja płac we wspomnianych grupach nie przekraczała trzykrotności, a we Francji, Luksemburgu i Australii w niewielkim stopniu przekraczały tę granicę.

Mniejsze zróżnicowanie płac odnotowano, porównując pierwszą i dziewiątą grupę decylową do mediany. W analizowanych krajach relacja płacy w dziewiątej grupie decylowej do mediany wynosiła ok. 2–3-krotność, zaś relacja płac w piątej grupie decylowej do pierwszej wynosiła ok. 1,5–2-krotność.

3. BADANIE EMPIRYCZNE

W statystycznej analizie relacji między płacą minimalną a sytuacją na rynkach pracy w krajach OECD wykorzystano – zgodnie z zaleceniami OECD (2016) – relację płacy minimalnej do mediany. W porównaniach międzynarodowych mediana stanowi lepszą podstawę, gdyż uwzględnia różnice w dyspersji zarobków w poszczególnych krajach. Dane wykorzystane w analizach obejmują lata 1990–2014 oraz 25 gospodarek OECD. Wykorzystany w badaniu panel jest niebilansowany.

3.1 PŁACA MINIMALNA A STOPA ZATRUDNIENIA

W celu przeanalizowania związku między stopami zatrudnienia a płacą minimalną i innymi zmiennymi makroekonomicznymi podjęto próbę szacowania równania stóp zatrudnienia w postaci zaproponowanej przez Neumarka i Waschera (2008):

$$e_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \min_median_{it} + \sum_n \alpha_n X_{nit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

gdzie:

e_{it} – stopa zatrudnienia w i -tej gospodarce w roku t ;

\min_median_{it} – relacja płacy minimalnej do mediany płac w i -tej gospodarce w roku t ;

X_{nit} – wektor n dodatkowych zmiennych objaśniających w i -tej gospodarce w roku t ;

α – parametry.

Jako dodatkowe zmienne wybrano główne determinanty zatrudnienia oraz sytuacji na rynku pracy. Zaliczono do nich wydajność pracy (y) i tempo jej zmian będące również miarą wzrostu gospodarczego (gy), stopę bezrobocia (u) będącą miarą efektów podaży, odsetek bezrobotnych długookresowo (u_{12m}), odsetek siły roboczej z wyższym poziomem wykształcenia (edu_tert) jako miarę kapitału ludzkiego, odsetek osób w młodym wieku (15–24) w populacji. Ponadto, równanie (1) rozszerzono o zmienne związane z instytucjonalnymi uwarunkowaniami rynku pracy. W tym celu wykorzystano sumaryczny wskaźnik prawnej ochrony zatrudnienia EPL (www.oecd.org/employment/emp/oecdindicatorsofemploymentprotection.htm). Wpływ prawnej ochrony zatrudnienia na stopy zatrudnienia testowano poprzez uwzględnienie wskaźnika EPL w równaniu (1) w spo-

sób liniowy (por. m.in. Belot, van Ours, 2004; Nickell, Nunziata, Ochel, 2005) oraz poprzez weryfikację hipotezy o *U*-kształtnym wpływie ochrony zatrudnienia na rynek pracy (por. Kwiatkowski, Włodarczyk, 2012; Malul i in., 2011).

Dodatkowo, w równaniu uwzględniono zmienne obrazujące procesy globalizacji. W tym celu wykorzystano udział eksportu w PKB (por. Miller, Upadhyay, 2000; Florczak, 2011; Ciżkowicz, Rzońca, Wojciechowski, 2012) będący miarą otwartości i konkurencyjności. Zamiennie wykorzystano inną miarę, tj. relację handlu (sumy eksportu i importu) do PKB interpretowaną również jako wskaźnik ograniczeń handlu (por. Asiedu, 2002 lub Wawrzyniak, 2010).

Parametry równania (1) szacowane były metodą GLS z założeniem heteroskedastyczności składnika losowego oraz jego autokorelacji. Przyjęcie takich założeń wynika z braku jednorodności relacji między analizowanymi zmiennymi w krajach OECD oraz występowaniem na rynku pracy dostosowań z pewnym opóźnieniem. W aneksie w tabeli 4A zaprezentowano szacunki równania (1) z wykorzystaniem estymatorów efektów ustalonych (*FE*) oraz losowych (*RE*). Wyniki w tabeli 4A wskazują, co prawda, że efekty indywidualne są istotne, ale występują poważne problemy z autokorelacją i heteroskedastycznością, co ogranicza stosowanie estymatorów *FE* i *RE*.

W tabeli 7 zaprezentowano oszacowania równania (1) dla stóp zatrudnienia według wieku, a w tabeli 8 dla stóp zatrudnienia według poziomu wykształcenia. W tabelach tych znajdują się oszacowania uwzględniające relację handlu do PKB jako miarę otwartości. Dodatkowo w aneksie w tabelach 1A i 2A zaprezentowano oszacowania nawiązujące do oryginalnego równania Neumarka i Waschera (2008), a także te, w których jako miarę globalizacji przyjęto udział eksportu w PKB, co ma służyć (pewnego rodzaju) badaniu odporności. Innego rodzaju analizę wrażliwości uzyskanych wyników stanowią oszacowania równania stóp zatrudnienia z wykluczeniem stóp bezrobocia zaprezentowane w tabeli 6A. Wyniki zawarte w aneksie nie zmieniają prezentowanych poniżej głównych wniosków z naszych analiz.

Z zaprezentowanych w tabeli 7 oszacowań funkcji (1) dla stóp zatrudnienia według wieku można wyciągnąć następujące wnioski:

- Relacja płacy minimalnej do mediany statystycznie istotnie oddziałuje na stopę zatrudnienia ogółem, natomiast wpływ na stopę zatrudnienia osób młodych jest statystycznie równy zeru.
- Wpływ płacy minimalnej na stopę zatrudnienia ogółem chociaż jest ujemny, jednak jest bardzo mały. Zgodnie z oszacowanym parametrem wzrost relacji płacy minimalnej do mediany o 1 punkt procentowy spowoduje spadek stopy zatrudnienia o 0,04 punktu. Innymi słowy, jeśli wskaźnik płacy minimalnej wzrośnie np. z 40 do 41% to stopa zatrudnienia spadnie z 65 do 64,96%.
- Znacznie większy wpływ na stopę zatrudnienia według wieku ma wydajność pracy oraz sytuacja na rynku pracy mierzona stopą bezrobocia i odsetkiem osób długookresowo bezrobotnych.
- Również prawna ochrona zatrudnienia wpływa na stopy zatrudnienia, przy czym wpływ na stopy zatrudnienia osób młodych jest znacznie wyższy. Nie

Tabela 7. Oszacowania równania stóp zatrudnienia osób w wieku

| | e15_64 | | e15_24 | |
|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| min_median | -0,044** | -0,043*** | 0,018 | 0,001 |
| | (-2,57) | (-2,60) | (0,48) | (0,02) |
| log_y | 8,148*** | 11,933*** | 5,111*** | 20,332*** |
| | (14,02) | (18,30) | (2,93) | (8,25) |
| gy | -0,025 | -0,032** | 0,057 | 0,048 |
| | (-1,60) | (-2,06) | (1,27) | (1,16) |
| u | -0,726*** | -0,703*** | -1,251*** | -1,182*** |
| | (-26,25) | (-25,30) | (-18,25) | (-18,25) |
| u_12m | -0,018** | -0,020** | -0,096*** | -0,046* |
| | (-1,97) | (-2,15) | (-3,77) | (-1,73) |
| young | | | 0,036 | 0,013 |
| | | | (1,18) | (0,46) |
| edu_tert | 0,006 | 0,007 | 0,015 | 0,012 |
| | (0,49) | (0,65) | (0,40) | (0,29) |
| EPL | -1,849*** | | -7,206*** | |
| | (-10,39) | | (-15,23) | |
| (ex+im)/gdp | -0,025*** | -0,015*** | -0,095*** | -0,109*** |
| | (-9,21) | (-3,42) | (-11,25) | (-9,95) |
| EPL*y | | -0,066*** | | -0,325*** |
| | | (-4,08) | | (-6,09) |
| EPL2*y | | 0,004 | | 0,033** |
| | | (1,10) | | (2,41) |
| constant | 48,958*** | 35,068*** | 56,618*** | 6,020 |
| | (26,66) | (16,95) | (9,29) | (0,82) |
| Wald | 1428,42 | 1531,336 | 1374,022 | 1307,821 |
| Obs | 249 | 249 | 246 | 246 |
| Lata | 1990–2014 | | | |

* $p < 0,10$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Objaśnienia: e15–64 – stopa zatrudnienia osób w wieku 15–64 lat (w %), e15–24 – stopa zatrudnienia osób w wieku 15–24 (w %), min_median – płaca minimalna w relacji do mediany płac (w %), u – stopa bezrobocia (w %), u_12m – odsetek bezrobotnych pozostających w zasobie bezrobocia 12 miesięcy lub dłużej (w %), y – wydajność pracy (PKB na przearacowaną godzinę, tys. USD, ceny stałe i PPP), gy – tempo wzrostu wydajności pracy (w %), young – udział osób w wieku 15–24 lata w populacji (w %), edu_tert – odsetek siły roboczej z wyższym poziomem wykształcenia (w %), (ex+im)/gdp – udział handlu w PKB, EPL – wskaźnik prawnej ochrony zatrudnienia.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 8. Oszacowania równania stóp zatrudnienia według wykształcenia

| | e_low | | e_med | | e_high | |
|-------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| min_median | -0,081* | -0,230*** | -0,095*** | -0,136*** | -0,059*** | -0,069*** |
| | (-1,83) | (-4,84) | (-3,26) | (-4,59) | (-2,77) | (-3,09) |
| log_y | 21,058*** | 16,549*** | 2,833* | 8,463*** | 2,218** | 3,562*** |
| | (9,22) | (7,55) | (1,95) | (4,34) | (2,34) | (2,77) |
| gy | -0,115*** | -0,055 | 0,031 | 0,046 | 0,037 | 0,036 |
| | (-2,85) | (-1,22) | (1,07) | (1,46) | (1,44) | (1,38) |
| u | -0,788*** | -0,728*** | -0,799*** | -0,855*** | -0,641*** | -0,649*** |
| | (-12,54) | (-10,07) | (-16,15) | (-15,80) | (-16,03) | (-15,99) |
| u_12m | -0,031 | -0,139*** | -0,041*** | -0,042** | 0,004 | -0,002 |
| | (-1,49) | (-6,11) | (-2,72) | (-2,37) | (0,37) | (-0,19) |
| edu_tert | -0,238*** | -0,137 | -0,088* | -0,159*** | -0,047 | -0,025 |
| | (-2,88) | (-1,54) | (-1,65) | (-3,32) | (-1,40) | (-0,77) |
| EPL | 2,413*** | | -3,811*** | | -0,877*** | |
| | (4,81) | | (-10,21) | | (-5,04) | |
| (ex+im)/gdp | -0,083*** | -0,071*** | -0,002 | 0,002 | -0,006** | -0,004 |
| | (-8,65) | (-7,49) | (-0,37) | (0,27) | (-2,07) | (-1,24) |
| EPL*y | | -0,101** | | 0,016 | | -0,020 |
| | | (-2,26) | | (0,38) | | (-1,07) |
| EPL2*y | | 0,028*** | | -0,026*** | | 0,001 |
| | | (2,72) | | (-2,86) | | (0,20) |
| constant | -12,491* | 20,236*** | 78,114*** | 59,666*** | 86,005*** | 80,741*** |
| | (-1,91) | (3,89) | (19,71) | (10,87) | (29,32) | (20,86) |
| Wald | 407,8525 | 398,2465 | 475,9189 | 528,126 | 439,9185 | 413,5885 |
| Obs | 234 | 234 | 234 | 234 | 234 | 234 |
| Lata | 1990–2014 | | | | | |

* $p < 0,10$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$

Objaśnienia: e_low – stopa zatrudnienia osób z niskim poziomem kwalifikacji (w %), e_med – stopa zatrudnienia osób ze średnim poziomem kwalifikacji (w %), e_high – stopa zatrudnienia osób z wyższym poziomem kwalifikacji (w %). Pozostałe objaśnienia jak w tabeli 7.

Źródło: opracowanie własne.

można również odrzucić hipotezy o nieliniowym wpływie EPL na zatrudnienie osób w wieku 15–24 lata.

- Dodatkowo oszacowano ujemny wpływ relacji handlu do PKB na analizowane stopy zatrudnienia, zaś poziom kapitału ludzkiego mierzony odsetkiem siły roboczej z wyższym poziomem wykształcenia oraz odsetek osób młodych okazał się nieistotny statystycznie.

Analizując oszacowania parametrów równania (1) według poziomu wykształcenia (tabela 8) można zauważyć, że:

- Relacja płacy minimalnej do mediany statystycznie istotnie oddziałuje na stopy zatrudnienia we wszystkich grupach, przy czym wpływ ten jest największy w grupie osób z najniższym poziomem wykształcenia. Oszacowany parametr w tej grupie (–0,230) jest dwu- i czterokrotnie wyższy niż w grupach pracowników z (odpowiednio) średnim i wyższym poziomem wykształcenia.
- Wyraźnie wyższy jest wpływ produktywności pracy w grupie pracowników o najniższym poziomie wykształcenia, a także tempo zmian wydajności ma znaczenie tylko w tej grupie.
- Stopa bezrobocia statystycznie istotnie oddziaływała na wszystkie stopy zatrudnienia według wykształcenia, a odsetek długookresowo bezrobotnych nie wpływał na zatrudnienie osób z wyższym poziomem wykształcenia.
- Kapitał ludzki mierzony odsetkiem siły roboczej z wyższym poziomem wykształcenia oddziaływał na zatrudnienie osób z niższym i średnim poziomem wykształcenia.
- Wpływ prawnej ochrony zatrudnienia na stopy zatrudnienia według poziomu wykształcenia nie jest jednoznaczny. Zgodnie z otrzymanymi oszacowaniami wzrost tej ochrony wpływa pozytywnie na zatrudnienie osób z niskim poziomem wykształcenia, a wpływ na stopy zatrudnienia osób lepiej wykształconych jest ujemny. Dodatkowo, w grupach osób ze średnim i wyższym poziomem wykształcenia nie udało się zweryfikować hipotezy o U-kształtnej zależności między EPL i stopami zatrudnienia.

3.2 PŁACA MINIMALNA A NIERÓWNOŚCI PŁACOWE

Podobnie jak w przypadku stóp zatrudnienia, w przypadku zróżnicowania płac oszacowano analogiczne równanie:

$$div_{it} = \beta_0 + \beta_1 min_median_{it} + \sum_n \beta_n X_{nit} + v_{it} \quad (2)$$

gdzie:

div_{it} – relacja wynagrodzeń w wybranych grupach decylowych w i -tej gospodarce w roku t ;

β – parametry.

Pozostałe oznaczenia jak w równaniu 1.

Tabela 9. Oszacowania równania współczynników zróżnicowania płac w grupach decylowych

| | dec5_dec1 | | dec9_dec1 | | dec9_dec5 | |
|-------------|------------|------------|------------|------------|------------|------------|
| min_median | -0,793*** | -0,615*** | -0,997*** | -0,940*** | 0,165* | 0,109 |
| | (-10,22) | (-9,53) | (-4,17) | (-3,07) | (1,93) | (1,16) |
| log_y | -10,452*** | 17,858*** | -43,210*** | 71,367*** | -1,702 | 9,165 |
| | (-3,33) | (4,65) | (-3,81) | (4,51) | (-0,45) | (1,58) |
| gy | -0,041 | -0,024 | -0,130 | -0,089 | -0,075 | -0,087 |
| | (-0,42) | (-0,29) | (-0,59) | (-0,32) | (-0,89) | (-0,96) |
| u | -0,124 | 0,041 | -0,808** | 0,366 | -0,136 | -0,051 |
| | (-0,86) | (0,39) | (-2,40) | (0,91) | (-1,12) | (-0,33) |
| u_12m | -0,053 | -0,093** | -0,194 | -0,308** | -0,129*** | -0,115** |
| | (-1,50) | (-2,00) | (-1,53) | (-1,99) | (-3,02) | (-2,26) |
| edu_tert | 0,104* | 0,124** | -0,180 | -0,392* | -0,134* | -0,214** |
| | (1,73) | (2,48) | (-1,06) | (-1,80) | (-1,65) | (-2,24) |
| union | -0,428*** | -0,438*** | -1,609*** | -1,304*** | -0,577*** | -0,457*** |
| | (-4,64) | (-7,38) | (-5,41) | (-9,81) | (-7,13) | (-5,72) |
| EPL | -7,911*** | | -1,127 | | 6,137*** | |
| | (-8,73) | | (-0,30) | | (5,14) | |
| (ex+im)/gdp | 0,045** | 0,117*** | 0,235*** | 0,365*** | 0,070*** | 0,090*** |
| | (2,17) | (5,85) | (2,97) | (4,45) | (2,74) | (3,68) |
| EPL*y | | -0,912*** | | -3,752*** | | -0,563*** |
| | | (-13,09) | | (-12,34) | | (-3,56) |
| EPL2*y | | 0,189*** | | 0,934*** | | 0,166*** |
| | | (9,78) | | (10,41) | | (3,56) |
| constant | 268,471*** | 172,403*** | 579,413*** | 264,047*** | 197,498*** | 183,193*** |
| | (23,35) | (14,08) | (13,33) | (5,18) | (15,85) | (11,00) |
| Wald | 614,4342 | 801,4502 | 90,96547 | 562,2082 | 120,5666 | 89,20834 |
| Obs | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 | 216 |
| Lata | 1990-2014 | | | | | |

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Objaśnienia: d9_d5 – relacja wynagrodzeń w dziewiątej grupie decylowej do wynagrodzeń w piątej grupie decylowej, d9_d1 – relacja wynagrodzeń w dziewiątej grupie decylowej do wynagrodzeń w pierwszej grupie decylowej, d5_d1 – relacja wynagrodzeń w dziewiątej grupie decylowej do wynagrodzeń w piątej grupie decylowej, union – relacja płac pracowników będących członkami związków zawodowych do funduszy wynagrodzeń ogółem. Wszystkie zmienne w %. Pozostałe objaśnienia jak w tabeli 7.

Źródło: opracowanie własne.

Dodatkowo, zestaw zmiennych objaśniających w równaniu zróżnicowania płac został uzupełniony o miarę stopnia uzwiązkowienia (union). Stopień uzwiązkowienia jest mierzony relacją wynagrodzeń i płac osób, które są członkami związków zawodowych, do całkowitej wartości wynagrodzeń i płac osób zarabiających (www.oecd.org/employment/emp/UnionDensity_Sourcesandmethods.pdf). Wcześniejsze badania pokazują, że mniej rygorystyczna ochrona zatrudnienia oraz mniejszy stopień uzwiązkowienia powodują większe zróżnicowanie płac osób zatrudnionych (por. Koeniger, Leonardi, Nunziata, 2007 lub Visser, Cecchi, 2009).

Wyniki oszacowań dla relacji płac w grupach decylowych zaprezentowano w tabeli 9. Dodatkowo w aneksie w tabeli 3A jako pewnego rodzaju badanie odporności zaprezentowano oszacowania równania (2) z alternatywnymi miarami otwartości gospodarki, a w tabeli 5A z wykorzystaniem estymatorów *FE* i *RE*. Podobnie jak w przypadku szacunków parametrów równania (1) zastosowanie estymatorów efektów indywidualnych jest związane z problemem heteroskedastyczności i autokorelacji składnika losowego.

Analiza otrzymanych wyników pozwala stwierdzić, że płaca minimalna w relacji przeciętnej wpływa ujemnie i statystycznie istotnie na stosunek płac w grupach dziewiątej i pierwszej oraz piątej i pierwszej, z kolei wpływ na relacje płac w górnej części rozkładu (stosunek płac w dziewiątej i piątej grupie decylowej) jest dodatni i w zależności od doboru zestawu zmiennych objaśniających jest na granicy istotności statystycznej bądź nieistotny. Zatem płaca minimalna zmniejsza nierówności płacowe między pracownikami otrzymującymi wynagrodzenie na poziomie co najmniej przeciętnego oraz tymi zarabiającymi najmniej. Na stosunek płac uwzględniające dolne części rozkładu (*dec9_dec1*, *dec5_dec1*) wpływa również wydajność pracy zarówno bezpośrednio, jak i interakcyjnie ze wskaźnikiem prawnej ochrony zatrudnienia.

Ponadto, stosunek płac w poszczególnych grupach w ograniczony sposób zależy od sytuacji na rynku pracy mierzonej stopą bezrobocia, a istotnie determinuje je struktura bezrobocia. Wszystkie relacje płac są zależne od stopnia uzwiązkowienia. Potwierdzono hipotezę, że wyższy stopień uzwiązkowienia zmniejsza relacje płac w poszczególnych grupach decylowych. Jeżeli założyć, że stosunek płac zależy bezpośrednio od wskaźnika EPL, to bardziej rygorystyczna ochrona zatrudnienia zmniejsza relacje płac w piątej i pierwszej grupie decylowej oraz powoduje wzrost relacji w dziewiątej i piątej grupie. Przyjęcie założenia o interakcyjnym wpływie EPL na relacje płac pozwala uzyskać statystycznie istotną relację między prawną ochroną zatrudnienia i wskaźnikami zróżnicowania płac.

PODSUMOWANIE

Płaca minimalna na poziomie krajowym występuje w większości (obecnie w 26) gospodarek OECD. Analizy zróżnicowania i zmian godzinowej płacy minimalnej w krajach OECD pokazują, że najwyższe płace w okresie 1990–2014 odnotowano w następujących krajach: Francja, Australia, Holandia, Belgia, Luksemburg i Irlandia, a najniższe w Meksyku i Chile. Zdecydowanie najwyższe wskaźniki

płac minimalnych w relacji do mediany i średniej odnotowano w Chile, Francji, Australii i Nowej Zelandii. Z kolei wskaźniki te były najniższe w gospodarkach: japońskiej, czeskiej, koreańskiej, amerykańskiej, meksykańskiej i estońskiej. W większości gospodarek (z wyjątkiem Słowacji, Węgier, Korei, Czech i Turcji) wskaźniki te były dość stabilne w czasie lub ulegały nieznacznym zmianom.

Relacja płacy minimalnej do przeciętnej statystycznie istotnie oddziałuje na stopę zatrudnienia ogółem. Chociaż wpływ ten jest ujemny, to jest bardzo mały. Zgodnie z oszacowanym parametrem wzrost relacji płacy minimalnej do przeciętnej o 1 punkt procentowy spowoduje spadek stopy zatrudnienia o 0,04 punktu procentowego. Badania nie potwierdziły negatywnego wpływu płacy minimalnej na stopę zatrudnienia osób młodych.

Ponadto relacja płacy minimalnej do przeciętnej istotnie statystycznie oddziałuje na stopy zatrudnienia we wszystkich grupach osób według poziomu wykształcenia, jednak wpływ ten jest zdecydowanie największy w grupie osób z najniższym poziomem wykształcenia. Relacja płacy minimalnej do przeciętnej zmniejsza różnice płacowe pomiędzy lepiej zarabiającymi (płaca na poziomie mediany lub wyższa) oraz osobami z niższym uposażeniem (z płacą na poziomie pierwszej grupy decylowej). Z kolei wpływ płacy minimalnej na stosunek płac w dziewiątej i piątej grupie decylowej jest ograniczony.

Należy dodać, że płaca minimalna nie jest jedyną instytucją rynku pracy oddziałującą na analizowane stopy zatrudnienia. Nie można odrzucić hipotezy o wpływie prawnej ochrony zatrudnienia (EPL) na stopy zatrudnienia. Wpływ tego wskaźnika jest najsilniejszy w grupach osób najmłodszych i najslabiej wykształconych. Co więcej, prawna ochrona zatrudnienia oddziałuje również na zróżnicowanie dochodów. Im wyższe wartości EPL, tym mniejsze relacje płac w piątej i pierwszej grupie decylowej oraz wyższe relacje w dziewiątej i piątej grupie. Dodatkowo, wpływ stopnia uzwiązkowienia statystycznie istotnie determinuje różnice płacowe w poszczególnych grupach decylowych.

BIBLIOGRAFIA

- Asiedu E. (2002), *On the determinants of foreign direct investment to developing countries: Is Africa different?*, "World Development", 30(1), s. 107–119.
- Autor D., Manning A., Smith Ch. (2010), *The contribution of the minimum wage to U.S. wage inequality over three decades: A Reassessment*, "NBER Working Papers", No. 16533.
- Bhaskar V., To T. (1999), *Minimum wages for Ronald McDonald monopsonies: A theory of monopsonistic competition*, "The Economic Journal", 109(455), s. 190–203.
- Bąk H. (2013), *Finanse publiczne Grecji w perspektywie długookresowej*, w: *Kryzys finansów publicznych. Przyczyny – mechanizm – drogi wyjścia*, L. Oręziak, D.K. Rosati (red.), Uczelnia Łazarskiego, Warszawa.
- Belot M., van Ours J. (2004), *Does the recent success of some OECD countries in lowering their unemployment rates lie in the clever design of their labor market reforms?* "Oxford Economic Papers", 56(4), s. 621–642.

- Boeri T., van Ours J. (2008), *The Economics of Imperfect Labor Market*, Princeton University Press.
- Boeri T. (2009), *Setting the Minimum Wage*, "IZA DP", No. 4335.
- Butcher T., Dickens R., Manning A. (2012), *Minimum wages and wage inequality: some theory and an application to the UK*, "CEP Discussion Paper", 1177, London.
- Cahuc P., Zylberberg A. (2004), *Labor Economics*, MIT Press, Cambridge, MA, London.
- Cahuc P., Zylberberg A., Saint-Martin A. (2001), *The consequences of the minimum wage when other wages are bargained over*, "European Economic Review", 45, s. 337–352.
- Card D., Cardoso A., Kline P. (2015), *Bargaining, sorting, and the gender wage gap: Quantifying the impact of firms on the relative pay of women*, "NBER Working Paper", 21403.
- Card D., Krueger A. (1995), *Myth and Measurement: The New Economics of Minimum Wage*, Princeton University Press.
- Ciżkowicz P., Rzońca A., Wojciechowski W. (2012), *Determinanty regionalnych różnic w dynamice liczby pracujących w Polsce w latach 1999–2008*, „Gospodarka Narodowa”, 11–12, s. 59–77.
- Dickens R., Manning A. (2004), *Has the national minimum wage reduced UK wage inequality?*, "Journal of the Royal Statistical Society Series A", 167, s. 613–626.
- DiNardo J., Fortin N.M., Lemieux T. (1996), *Labor market institutions and the distribution of wages, 1973–1992: A semiparametric approach*, "Econometrica", 64(5), September, s. 1001–1044.
- Dolado J., Kramarz F., Machin S., Manning A., Margolis D., Teulings C. (1996), *The economic impact of minimum wages in Europe*, "Economic Policy", October, s. 319–370.
- Drazen A. (1986), *Optimal minimum wage legislation*, "Economic Journal", 96, s. 774–784.
- Dube A., Lester T.W., Reich M. (2010), *Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties*, "The Review of Economics and Statistics", 92(4), s. 945–964.
- Flinn C. (2010), *The Minimum Wage and Labor Market Outcomes*, 1st ed., MIT Press, Cambridge and London.
- Flinn C. (2006), *Minimum wage effects on labor market outcomes under search, bargaining, and endogenous contact rates*, "Econometrica", 74, s. 1013–1062.
- Florczak W. (2011), *Produktywność czynników wzrostu PKB*, „Wiadomości Statystyczne”, 2, s. 8–26.
- Jacukowicz Z. (1992), *Płaca minimalna*, IPiSS, „Studia i Materiały”, Zeszyt 10, Warszawa.
- Kane L. (2015), *The minimum wage around the world*, Business Insider (<http://www.businessinsider.com/minimum-wage-around-the-world>).
- Koeniger W., Leonardi M., Nunziata L. (2007), *Labor market institutions and wage inequality*, "Industrial and Labor Relations Review", 60(3), s. 340–356.
- Krajewska A. (2012), *Przyczyny wzrostu różnicowania dochodów w Polsce*, „Gospodarka Narodowa”, 7–8.
- Krajewska A. (2015), *Refleksje o płacy minimalnej*, „Studia Prawno-Ekonomiczne”, t. XCIV, s. 303–316.

- Krajewska A., Krajewski S. (2013), *Czy płaca minimalna szkodzi gospodarce?*, „Olsztyn Economic Journal”, 8(4), s. 317–330.
- Kwiatkowski E., Włodarczyk P. (2012), *Wpływ prawnej ochrony zatrudnienia na rynek pracy w warunkach negatywnego szoku ekonomicznego*, „Gospodarka Narodowa”, 11–12.
- Lee D.S. (1999), *Wage inequality in the United States during the 1980s: Rising dispersion or falling minimum wage?*, “Quarterly Journal of Economics”, 114(3), s. 977–1023.
- Majchrowska A., Żółkiewski Z. (2012), *The Impact of Minimum Wages on Employment in Poland*, *Investigaciones Regionales, Section Articles 2012*, s. 211–239.
- Malul M., Rosenboim M., Shavit T., Tarba S.Y. (2011), *The role of employment protection during an exogenous shock to an economy*, “Global Economy Journal”, 11(2).
- Manning A. (1995), *How do We know that real wages are too high?*, “Quarterly Journal of Economics”, 110, s. 1111–1125.
- Manning A. (2003), *The real thin theory: monopsony in modern labour markets*, “Labour Economics”, 10(2), s. 105–131.
- Masters A. (1999), *Wage posting in two-sided search and the minimum wage*, “International Economic Review”, 40, s. 809–826.
- Miller S.M., Upadhyay M.P. (2000), *The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity*, “Journal of Development Economics”, 63(2), s. 399–423.
- Neumark D., Wascher W. (2014), *Revising the minimum wage–employment debate: Throwing out the baby with the bathwater?*, “Industrial & Labor Relations Review”, Spring 2014 Supplement, s. 608–648.
- Neumark D., Wascher W. (2008), *Minimum Wages*, MIT Press.
- Nickell S., Nunziata L., Ochel W. (2005), *Unemployment in the OECD since the 1960s. What do we know?*, „The Economic Journal”, 115(500), s. 1–27.
- OECD (2016), *Earnings: Minimum wages relative to median wages*, OECD Employment and Labour Market Statistics (database), DOI: <http://dx.doi.org/10.1787/data-00313-en>
- Petrongolo B., Pissarides C.A. (2006), *Scale effects in markets with search*, “The Economic Journal”, 116.
- Rebitzer J., Taylor L. (1995), *The consequences of minimum wage laws; Some new theoretical ideas*, “Journal of Public Economics”, 56, s. 245–255.
- Rutkowski J. (2003), *The Minimum Wage: Curse or Cure?*, World Bank.
- Stewart M.B. (2012), *Wage inequality, minimum wage effects, and spillovers*, “Oxford Economic Papers”, 64(4), s. 616–634.
- Teulings C.N. (2003), *The contribution of minimum wages to increasing inequality*, “Economic Journal”, 113, October, s. 801–833.
- Visser J., Cecchi D. (2009), *Inequality and the labour market: Unions*, w: *Oxford Handbook of Economic Inequality*, W. Salverda, B. Nolan, T. Smeeding (red.), Oxford University Press, s. 230–256.
- Wawrzyniak D. (2010) *Determinanty lokalizacji bezpośrednich inwestycji zagranicznych*, „Gospodarka Narodowa”, 4, s. 89–111.
- Wysokość minimalnego wynagrodzenia za pracę od 1 grudnia 1970 r.* (<http://www.mpips.gov.pl/index.php?gid=439#4>).

ANEKS

Tabela 1A. Oszacowania równania stóp zatrudnienia według wieku z alternatywnymi zestawami zmiennych objaśniających

| | <i>e15_64</i> | <i>e15_64</i> | <i>e15_64</i> | <i>e15_24</i> | <i>e15_24</i> | <i>e15_24</i> |
|-------------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| <i>min_median</i> | -0,077*** | -0,047*** | -0,044*** | 0,011 | 0,026 | 0,012 |
| | (-4,73) | (-2,74) | (-2,63) | (0,31) | (0,69) | (0,32) |
| <i>log_y</i> | 4,608*** | 8,256*** | 11,916*** | 3,800*** | 5,787*** | 21,099*** |
| | (5,91) | (14,24) | (17,91) | (3,27) | (3,25) | (8,64) |
| <i>gy</i> | -0,007 | -0,026* | -0,033** | 0,050* | 0,063 | 0,052 |
| | (-0,49) | (-1,69) | (-2,14) | (1,77) | (1,37) | (1,26) |
| <i>u</i> | -0,691*** | -0,715*** | -0,696*** | -1,040*** | -1,212*** | -1,134*** |
| | (-27,23) | (-26,04) | (-25,23) | (-20,71) | (-17,79) | (-18,11) |
| <i>u_12m</i> | -0,032*** | -0,021** | -0,021** | -0,126*** | -0,107*** | -0,053** |
| | (-3,78) | (-2,36) | (-2,24) | (-7,01) | (-4,22) | (-2,04) |
| <i>young</i> | | | | 0,008 | 0,038 | 0,013 |
| | | | | (0,34) | (1,26) | (0,47) |
| <i>edu_tert</i> | 0,031*** | 0,008 | 0,008 | -0,013 | 0,011 | 0,007 |
| | (3,65) | (0,63) | (0,73) | (-0,41) | (0,29) | (0,17) |
| <i>EPL</i> | | -1,816*** | | | -7,369*** | |
| | | (-10,26) | | | (-15,42) | |
| <i>ex/gdp</i> | | -0,045*** | -0,031*** | | -0,169*** | -0,209*** |
| | | (-9,55) | (-3,67) | | (-11,11) | (-10,29) |
| <i>EPL*y</i> | | | -0,063*** | | | -0,332*** |
| | | | (-3,83) | | | (-6,22) |
| <i>EPL2*y</i> | | | 0,004 | | | 0,033** |
| | | | (0,98) | | | (2,41) |
| constant | 56,916*** | 48,426*** | 35,036*** | 37,044*** | 53,313*** | 2,690 |
| | (21,31) | (26,83) | (16,66) | (10,80) | (8,60) | (0,37) |
| Wald | 1002,548 | 1384,17 | 1489,691 | 711,037 | 1315,646 | 1333,431 |
| Obs | 272 | 249 | 249 | 269 | 246 | 246 |
| Lata | 1990–2014 | | | | | |

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 2A. Oszacowania równania stóp zatrudnienia osób według poziomu wykształcenia z alternatywnymi zestawami zmiennych objaśniających

| | <i>e_low</i> | <i>e_low</i> | <i>e_low</i> | <i>e_med</i> | <i>e_med</i> | <i>e_med</i> | <i>e_high</i> | <i>e_high</i> | <i>e_high</i> |
|-------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>min_median</i> | -0,026 (-0,87) | -0,078* (-1,76) | -0,223*** (-4,67) | -0,160*** (-4,84) | -0,095*** (-3,26) | -0,136*** (-4,59) | -0,062*** (-2,86) | -0,060*** (-2,84) | -0,070*** (-3,15) |
| <i>log_y</i> | 3,817*** (3,29) | 20,829*** (8,87) | 16,781*** (7,31) | -1,615 (-1,62) | 2,825* (1,93) | 8,546*** (4,41) | -0,926 (-1,01) | 2,292** (2,36) | 3,580*** (2,77) |
| <i>gy</i> | 0,013 (0,43) | -0,114*** (-2,84) | -0,062 (-1,39) | 0,017 (0,51) | 0,031 (1,09) | 0,046 (1,42) | 0,040 (1,47) | 0,038 (1,43) | 0,036 (1,38) |
| <i>u</i> | -0,670*** (-13,88) | -0,740*** (-12,09) | -0,676*** (-9,57) | -0,813*** (-16,02) | -0,797*** (-16,14) | -0,855*** (-15,86) | -0,662*** (-15,68) | -0,638*** (-16,00) | -0,648*** (-16,06) |
| <i>u_12m</i> | -0,082*** (-5,11) | -0,038* (-1,87) | -0,137*** (-6,04) | -0,045*** (-2,77) | -0,042*** (-2,75) | -0,042** (-2,38) | 0,014 (1,03) | 0,003 (0,25) | -0,003 (-0,23) |
| <i>edu_tert</i> | -0,374*** (-7,03) | -0,246*** (-2,99) | -0,173* (-1,95) | 0,196*** (5,43) | -0,087 (-1,64) | -0,160*** (-3,31) | 0,044 (1,24) | -0,051 (-1,49) | -0,026 (-0,80) |
| <i>EPL</i> | | 2,181*** (4,38) | | | -3,782*** (-10,08) | | | -0,885*** (-4,99) | |
| <i>ex/gdp</i> | | -0,151*** (-8,53) | -0,116*** (-6,84) | | -0,004 (-0,43) | 0,004 (0,36) | | -0,010* (-1,93) | -0,006 (-1,17) |
| <i>EPL*y</i> | | | -0,105** (-2,32) | | | 0,012 (0,29) | | | -0,020 (-1,10) |
| <i>EPL2*y</i> | | | 0,028*** | | | -0,025*** | | | 0,001 |

Tabela 2A. c.d.

| | e_low | e_low | e_low | e_med | e_med | e_high | e_high | e_high | e_high |
|----------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| constant | 50,304*** (17,81) | -11,432* (-1,65) | 18,254*** (3,21) | 83,257*** (29,52) | 78,032*** (19,44) | 59,462*** (10,92) | 92,182*** (31,82) | 85,876*** (28,79) | 80,729*** (20,80) |
| Wald | 536,6595 | 382,2826 | 340,2561 | 343,0302 | 471,6273 | 528,0895 | 270,3173 | 447,3185 | 416,7823 |
| Obs | 259 | 234 | 234 | 259 | 234 | 234 | 259 | 234 | 234 |
| Lata | 1990–2014 | | | | | | | | |

* $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 3A. Oszacowania równania relacji płac w grupach decylowych z alternatywnymi zestawami zmiennych objaśniających

| | dec5_dec1 | dec5_dec1 | dec5_dec1 | dec9_dec1 | dec9_dec1 | dec9_dec1 | dec9_dec1 | dec9_dec1 | dec9_dec1 | dec9_dec5 | dec9_dec5 | dec9_dec5 |
|------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| min_median | -0,599*** (-8,91) | -0,779*** (-10,16) | -0,608*** (-9,54) | -1,922*** (-6,79) | -1,009*** (-4,24) | -0,996*** (-3,20) | 0,063 (0,62) | 0,135 (1,52) | 0,063 (0,62) | 0,135 (1,52) | 0,112 (1,22) | 0,112 (1,22) |
| log_y | -11,411*** (-5,57) | -10,358*** (-3,32) | 18,193*** (4,85) | -14,210 (-1,21) | -42,113*** (-3,72) | 69,444*** (4,13) | -10,823*** (-3,38) | -1,542 (-0,41) | -10,823*** (-3,38) | -1,542 (-0,41) | 10,093* (1,75) | 10,093* (1,75) |
| gy | -0,024 (-0,28) | -0,047 (-0,49) | -0,028 (-0,35) | -0,363 (-1,31) | -0,115 (-0,53) | -0,106 (-0,37) | -0,052 (-0,61) | -0,062 (-0,74) | -0,052 (-0,61) | -0,062 (-0,74) | -0,092 (-1,01) | -0,092 (-1,01) |
| u | 0,014 (0,10) | -0,130 (-0,91) | 0,040 (0,40) | 0,312 (0,62) | -0,871*** (-2,63) | 0,205 (0,50) | -0,358*** (-2,64) | -0,191 (-1,51) | -0,358*** (-2,64) | -0,191 (-1,51) | -0,080 (-0,53) | -0,080 (-0,53) |

| | | | | | | | | | |
|----------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| u_12m | -0,018 (-0,47) | -0,058* (-1,69) | -0,090** (-1,99) | -0,058 (-0,45) | -0,167 (-1,35) | -0,243 (-1,55) | -0,011 (-0,30) | -0,110** (-2,54) | -0,103** (-2,07) |
| edu_tert | 0,206*** (2,60) | 0,099* (1,69) | 0,112** (2,13) | 0,645*** (2,91) | -0,174 (-1,02) | -0,370* (-1,68) | -0,045 (-0,51) | -0,133* (-1,65) | -0,228** (-2,39) |
| union | -0,582*** (-7,72) | -0,403*** (-4,40) | -0,414*** (-7,06) | -1,731*** (-5,19) | -1,570*** (-5,34) | -1,233*** (-8,87) | -0,607*** (-7,79) | -0,573*** (-7,31) | -0,428*** (-5,29) |
| EPL | | -7,737*** (-8,72) | | | -0,587 (-0,15) | | | 6,062*** (4,94) | |
| ex/gdp | | 0,104*** (2,68) | 0,228*** (6,43) | | 0,396*** (2,70) | 0,651*** (4,16) | | 0,089* (1,81) | 0,162*** (3,66) |
| EPL*y | | | -0,948*** (-14,20) | | | -3,734*** (-11,62) | | | -0,596*** (-3,83) |
| EPL2*y | | | 0,199*** (10,56) | | | 0,922*** (9,69) | | | 0,177*** (3,93) |
| constant | 252,230*** (30,57) | 266,469*** (23,41) | 171,714*** (14,27) | 510,915*** (11,56) | 575,685*** (13,36) | 274,196*** (5,11) | 250,735*** (28,50) | 200,039*** (16,00) | 180,662*** (10,92) |
| Wald | 366,0277 | 666,2248 | 851,6572 | 80,23647 | 85,96652 | 477,1427 | 128,8542 | 114,3261 | 80,82576 |
| Obs | 229 | 216 | 216 | 229 | 216 | 216 | 229 | 216 | 216 |
| Lata | 1990-2014 | | | | | | | | |

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$
 Źródło: opracowanie własne.

Tabela 4A. Oszacowania równania stóp zatrudnienia z wykorzystaniem estymatorów efektów indywidualnych FE oraz RE

| | e15_64 | | e12_64 | | e_low | | e_med | | e_high | |
|-------------|-----------|-----------|------------|-----------|------------|------------|------------|-----------|------------|------------|
| | FE | RE | FE | RE | FE | RE | FE | RE | FE | RE |
| min_median | -0,043* | -0,052** | -0,149*** | -0,159*** | -0,101*** | -0,099** | -0,011 | -0,036 | -0,128*** | -0,136*** |
| | (-1,86) | (-2,34) | (-3,79) | (-3,61) | (-2,67) | (-2,46) | (-0,22) | (-0,75) | (-3,74) | (-3,85) |
| log_y | 3,726* | 5,274*** | -8,983*** | -2,636 | -18,200*** | -12,797*** | -13,499*** | -7,090* | -10,375*** | -7,802*** |
| | (1,96) | (3,21) | (-2,83) | (-0,85) | (-4,99) | (-3,61) | (-2,90) | (-1,94) | (-3,14) | (-2,81) |
| gy | 0,029 | 0,028 | 0,115*** | 0,112* | 0,123** | 0,115* | 0,318*** | 0,316*** | 0,298*** | 0,297*** |
| | (0,93) | (0,88) | (2,16) | (1,83) | (2,17) | (1,91) | (4,40) | (4,25) | (5,80) | (5,42) |
| u | -0,547*** | -0,549*** | -1,035*** | -1,012*** | -0,563*** | -0,573*** | -0,664*** | -0,694*** | -0,476*** | -0,485*** |
| | (-18,83) | (-19,03) | (-21,16) | (-18,01) | (-11,68) | (-11,22) | (-10,79) | (-11,21) | (-10,91) | (-10,59) |
| u_12m | -0,093*** | -0,092*** | -0,056** | -0,058** | -0,130*** | -0,127*** | -0,160*** | -0,142*** | -0,074*** | -0,066*** |
| | (-7,23) | (-7,27) | (-2,57) | (-2,37) | (-5,90) | (-5,48) | (-5,69) | (-5,13) | (-3,70) | (-3,24) |
| edu_tert | 0,031* | 0,026 | -0,063* | -0,098** | -0,290*** | -0,283*** | 0,088 | 0,066 | 0,129** | 0,066 |
| | (1,67) | (1,45) | (-1,82) | (-2,46) | (-4,92) | (-4,70) | (1,17) | (0,97) | (2,42) | (1,29) |
| (ex+im)/gdp | -0,005 | -0,008 | -0,053*** | -0,064*** | 0,013 | -0,010 | -0,009 | -0,015 | -0,024* | -0,019* |
| | (-0,67) | (-1,11) | (-4,00) | (-4,74) | (0,90) | (-0,71) | (-0,50) | (-1,04) | (-1,84) | (-1,72) |
| young | | | 0,023 | 0,039 | | | | | | |
| | | | (0,48) | (0,69) | | | | | | |
| EPL*y | 0,057* | 0,035 | -0,254*** | -0,273*** | 0,359*** | 0,303*** | 0,307*** | 0,224*** | 0,053 | 0,066 |
| | (1,67) | (1,19) | (-4,41) | (-4,78) | (4,76) | (4,20) | (3,19) | (3,12) | (0,78) | (1,20) |
| EPL2*y | -0,018*** | -0,015*** | 0,042*** | 0,047*** | -0,070*** | -0,060*** | -0,071*** | -0,059*** | -0,010 | -0,013 |
| | (-2,75) | (-2,49) | (3,84) | (4,03) | (-5,21) | (-4,62) | (-4,18) | (-4,33) | (-0,85) | (-1,25) |
| constant | 59,050*** | 54,890*** | 105,250*** | 84,831*** | 113,576*** | 97,409*** | 114,738*** | 97,332*** | 129,424*** | 119,944*** |

| | (11,39) | (11,87) | (12,07) | (9,62) | (12,11) | (10,47) | (9,59) | (10,19) | (15,24) | (16,58) |
|------------------------------|-----------|---------|----------|--------|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
| Adj. R2 | 0,777 | | 0,844 | | 0,678 | | 0,627 | | 0,603 | |
| F test | 100,1306 | | 135,8971 | | 57,35806 | | 46,30244 | | 42,06338 | |
| p-value | 0,000 | | 0,000 | | | | | | | |
| Hausman | | 5,03 | | -84,06 | | -456,00 | | 78,56 | | 80,75 |
| p-value | | 0,8314 | | , | | , | | 0,000 | | 0,000 |
| Test Greena | 4046,23 | | 4682,54 | | 104,22 | | 2752,59 | | 468,38 | |
| p-value | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | |
| Test Woolridgea | 22,735 | | 61,727 | | 98,890 | | 133,916 | | 217,537 | |
| p-value | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | |
| LM test Breuscha-Pagana | | 897,91 | | 519,39 | | 1012,45 | | 376,26 | | 282,83 |
| p-value | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 |
| LM test (Var(u)=0, rho=0) | | 901,99 | | 535,12 | | 1018,60 | | 413,83 | | 318,75 |
| p-value | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 |
| Obs | 250 | 250 | 247 | 247 | 234 | 234 | 234 | 234 | 234 | 234 |
| Lata | 1990-2014 | | | | | | | | | |

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Oznaczenia: FE – estymator efektów ustalonych (fixed effect), RE – estymator efektów losowych (random effect), Hausman – test Hausmana; Test Woolridgea – test na autokorelację; LM test (Var(u)=0, rho=0) – test na łączną istotność efektów losowych i istnienie autokorelacji 1 rzędu dla modelu RE; Test Breuscha-Pagana – test na występowanie efektów indywidualnych; Test Greena – test na heteroskedastyczność w panelu.

Źródło: opracowanie własne.

Tabela 5A. Oszacowania równania relacji płac w grupach decylowych z wykorzystaniem estymatorów efektów indywidualnych FE oraz RE

| | dec5_dec1 | | dec9_dec1 | | dec9_dec5 | |
|---------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | FE | RE | FE | RE | FE | RE |
| min_median | -0,780*** (-6,94) | -0,807*** (-7,18) | -1,110*** (-3,41) | -1,022*** (-3,01) | 0,263** (2,46) | 0,314*** (2,88) |
| log_y | 51,634*** (7,25) | 35,691*** (5,80) | 189,265*** (9,19) | 166,183*** (8,18) | 38,890*** (5,73) | 36,660*** (5,49) |
| gy | -0,042 (-0,23) | -0,007 (-0,03) | -0,512 (-0,95) | -0,551 (-0,96) | -0,277 (-1,57) | -0,306* (-1,66) |
| u | -0,482** (-2,58) | -0,450** (-2,48) | -1,514*** (-2,80) | -1,257** (-2,28) | -0,287 (-1,61) | -0,174 (-0,97) |
| u_12m | 0,202*** (2,67) | 0,092 (1,22) | 0,083 (0,38) | -0,045 (-0,20) | -0,188*** (-2,61) | -0,204*** (-2,77) |
| edu_tert | -0,092 (-0,93) | 0,010 (0,10) | -0,437 (-1,52) | -0,284 (-0,94) | -0,163* (-1,72) | -0,144 (-1,48) |
| (ex + im)/gdp | -0,133*** (-2,85) | -0,036 (-1,06) | -0,315** (-2,33) | -0,243** (-2,01) | -0,011 (-0,24) | -0,019 (-0,47) |
| union | -0,052 (-0,40) | -0,235** (-2,30) | -0,280 (-0,74) | -0,716*** (-2,06) | -0,179 (-1,43) | -0,289** (-2,47) |
| EPL*y | -0,620*** | -0,672*** | -2,109*** | -2,382*** | -0,330 | -0,457*** |

| | (-2,89) | (-3,63) | (-3,40) | (-3,90) | (-1,61) | (-2,27) |
|---------------------------|-----------|------------|------------|----------|-----------|-----------|
| EPL2*y | 0,150*** | 0,138*** | 0,524*** | 0,588*** | 0,095* | 0,134** |
| | (2,86) | (6,50) | (-2,46) | (-0,83) | (1,74) | (2,52) |
| constant | 59,420*** | 119,068*** | -148,315** | -50,878 | 77,219*** | 92,530*** |
| | (2,86) | (6,50) | (-2,46) | (-0,83) | (3,90) | (4,53) |
| Adj. R2 | 0,311 | | 0,463 | | 0,483 | |
| F | 13,25035 | | 22,2848 | | 23,84897 | |
| p-value | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | |
| Hausman | | 95,76 | | 26,00 | | 99,94 |
| p-value | | 0,000 | | 0,004 | | 0 |
| Test Greena | 2672,73 | | 1650,80 | | 1119,29 | |
| p-value | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 | |
| Test Woolridgea | 17,782 | | 30,304 | | 7,626 | |
| p-value | 0,000 | | 0,000 | | 0,013 | |
| LM test Breuscha-Pagana | | 250,93 | | 390,23 | | 593,11 |
| p-value | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 |
| LM test (Var(u)=0, rho=0) | | 258,97 | | 391,95 | | 593,74 |
| p-value | | 0,000 | | 0,000 | | 0,000 |
| Obs | 221 | 221 | 221 | 221 | 221 | 221 |
| Lata | 1990-2014 | | | | | |

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$
 Źródło: opracowanie własne.

Tabela 6A. Oszacowania równania stóp zatrudnienia z wykluczeniem stopy bezrobocia z zestawu zmiennych objaśniających

| | e15_64 | e15_24 | e_low | e_med | e_high |
|-------------|-----------|------------|------------|-----------|-----------|
| min_median | -0,074*** | 0,029 | -0,101** | -0,075* | -0,047* |
| | (-3,58) | (0,59) | (-2,05) | (-1,87) | (-1,69) |
| log_y | 13,966*** | 28,270*** | 27,264*** | 9,638*** | 1,827 |
| | (22,73) | (9,06) | (10,68) | (3,09) | (0,81) |
| gy | -0,009 | 0,021 | -0,121** | 0,011 | 0,051** |
| | (-0,36) | (0,39) | (-2,16) | (0,27) | (2,11) |
| u_12m | -0,101*** | -0,315*** | -0,175*** | -0,092*** | -0,055*** |
| | (-9,41) | (-10,17) | (-6,90) | (-4,48) | (-3,50) |
| edu_tert | -0,019 | -0,142** | -0,442*** | -0,192*** | -0,060** |
| | (-1,18) | (-2,41) | (-4,61) | (-2,76) | (-2,14) |
| young | | 0,019 | | | |
| | | (0,39) | | | |
| (ex+im)/gdp | -0,022*** | -0,041*** | -0,050*** | 0,012 | 0,007 |
| | (-4,86) | (-3,94) | (-6,78) | (1,51) | (1,34) |
| EPL*y | -0,040* | -0,329*** | -0,130*** | -0,090 | -0,012 |
| | (-1,74) | (-4,73) | (-2,68) | (-1,59) | (-0,30) |
| EPL2*y | 0,001 | 0,045** | 0,031*** | 0,009 | -0,001 |
| | (0,18) | (2,56) | (2,71) | (0,80) | (-0,07) |
| constant | 26,830*** | -28,764*** | -23,485*** | 48,222*** | 82,568*** |
| | (16,65) | (-3,17) | (-3,17) | (5,82) | (12,91) |
| Wald | 1271,85 | 695,7757 | 263,1999 | 42,20635 | 30,36661 |
| Obs | 249 | 246 | 234 | 234 | 234 |
| Lata | 1990–2014 | | | | |

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$

Źródło: opracowanie własne.

MINIMUM WAGE IN OECD COUNTRIES: CHANGES AND IMPACT ON EMPLOYMENT AND WAGE INEQUALITIES

ABSTRACT

The aim of the study is a statistical analysis of the impact of minimum wages on employment and income inequalities in OECD countries. To analyze the relationship between the minimum wages and labor market outcomes equations explaining the employment rate and wage differentials are estimated. Additionally, other key macroeconomic variables are taken into account. The parameters of mentioned equations are estimated using GLS assuming heteroscedastic and autocorrelated error term.

The main conclusion of the analysis is a statistically significant impact of minimum wages on the overall employment rate. The impact of minimum wages on the youth employment rate is not confirmed. The hypothesis that the minimum wage harms those with the lowest levels of education cannot be not rejected. However, minimum wage negatively affects the relationship between wages in the ninth and the first and the fifth and the first decile group. The minimum wage impact on the relationships of wages in the upper part of wage distribution is limited.

Keywords: minimum wage, employment, wage inequality, employment protection legislation.

JEL Classification: J08, J31, J38