

Barbara Dańska-Borsiak

Uniwersytet Łódzki

e-mail: danska@uni.lodz.pl

PŁACA MINIMALNA A LICZBA MŁODYCH PRACUJĄCYCH. ZWIĄZKI PRZYCZYNOWE I PROGNOZY WARIANTOWE

Streszczenie: Płaca minimalna jest instrumentem polityki płac, wywierającym wpływ m.in. na koszty pracy oraz likwidowanie niekorzystnych form konkurencji. Zasadniczym celem pracy jest określenie wpływu zmian płacy minimalnej na liczbę młodych pracujących w Polsce. Wykazano, że zarówno poziom płacy minimalnej, jak i jej stosunek do wynagrodzenia przeciętnego są przyczynami w sensie Grangera liczby pracujących w wieku 15-29 lat w Polsce w okresie 1990-2013. Stwierdzono również, *ceteris paribus*, negatywny wpływ obu wymienionych zmiennych na liczbę młodych pracujących, przy czym w przypadku płacy minimalnej ten efekt jest opóźniony o jeden rok. Prognozy wariantowe do roku 2020 wskazują największą liczbę pracujących, jeśli płaca minimalna nie przekroczy 40% wynagrodzenia przeciętnego przy jednoczesnym utrzymaniu obecnego tempa wzrostu płacy minimalnej.

Słowa kluczowe: płaca minimalna, liczba pracujących, młodzi pracujący, współczynnik Kaitza, przyczynowość w sensie Grangera.

DOI: 10.15611/ekt.2014.4.13

1. Wstęp

Płaca minimalna to najniższa z możliwych płac, najczęściej ustalana na drodze prawnej przez dane państwo. Jej znaczenie można rozpatrywać w dwóch kategoriach: społecznej i ekonomicznej. Jako instrument polityki płac wpływa ona na koszty funkcjonowania przedsiębiorstw przez zmiany kosztów pracy, szczególnie w przedsiębiorstwach zatrudniających pracowników niewykwalifikowanych. W kontekście polityki społecznej płaca minimalna przyczynić się ma do zmniejszania napięć społecznych i ograniczenia zasięgu i głębokości ubóstwa.

Płacę minimalną pobierają najczęściej pracownicy najmniej wykwalifikowani i absolwenci szkół. Dlatego zmiany poziomu najniższego wynagrodzenia¹ najprę-

¹ Pojęcia „płaca minimalna”, „wynagrodzenie minimalne” i „najniższe wynagrodzenie” są, ze względów stylistycznych, używane zamiennie.

dziej mogą wpłynąć na popyt na pracowników należących do tych grup. Przedsiębiorcy, nie chcąc dopuścić do nadmiernego wzrostu kosztów pracy, mogą bowiem zwiększać produkcję, nie zwiększając zatrudnienia, na przykład poprzez poprawę wydajności, zatrudnianie „na czarno” lub outsourcing. Obecnie w Polsce i w UE trwa dyskusja na temat pożądanego poziomu płacy minimalnej i zasad jej ustalania². Pojawiają się propozycje wprowadzenia jej zróżnicowania regionalnego lub branżowego.

Celem niniejszego opracowania jest określenie wpływu zmian płacy minimalnej na liczbę pracujących w Polsce. Cele szczegółowe to: (1) sprawdzenie, czy między wymienionymi kategoriami ekonomicznymi zachodzi związek przyczynowy (w sensie Grangera), (2) skonstruowanie modelu ekonometrycznego opisującego kształtowanie się liczby pracujących w wieku 15-29 lat i (3) wyznaczenie prognoz tej zmiennej do roku 2020 w zależności od przewidywanych zmian najniższego wynagrodzenia.

2. Płaca minimalna w Unii Europejskiej i w Polsce

Płaca minimalna to prawnie ustalony najniższy dopuszczalny poziom wynagrodzenia pieniężnego za pracę najemną. Celem odgórnego jej ustalenia jest wykluczenie szkodliwego dla pracowników dążenia pracodawców do obniżania kosztów przez zaniżanie płac. Według Eurostatu, ustawowa, powszechna płaca minimalna obowiązuje w 21 na 28 krajów UE. W Polsce taka płaca jest ustalana od 1956 r. Obecnie, na mocy ustawy o minimalnym wynagrodzeniu za pracę [Dziennik Ustaw 2002], jej wysokość jest co roku negocjowana przez Komisję Trójstronną, w skład której wchodzi rząd, pracodawcy oraz przedstawiciele związków zawodowych. Jeżeli ona nie uzgodni decyzji, wówczas podejmuje ją rząd. Wysokość płacy minimalnej wzrasta w danym roku w stopniu nie niższym niż prognozowany na ten rok wskaźnik wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych, powiększony o 2/3 wskaźnika prognozowanego realnego przyrostu PKB.

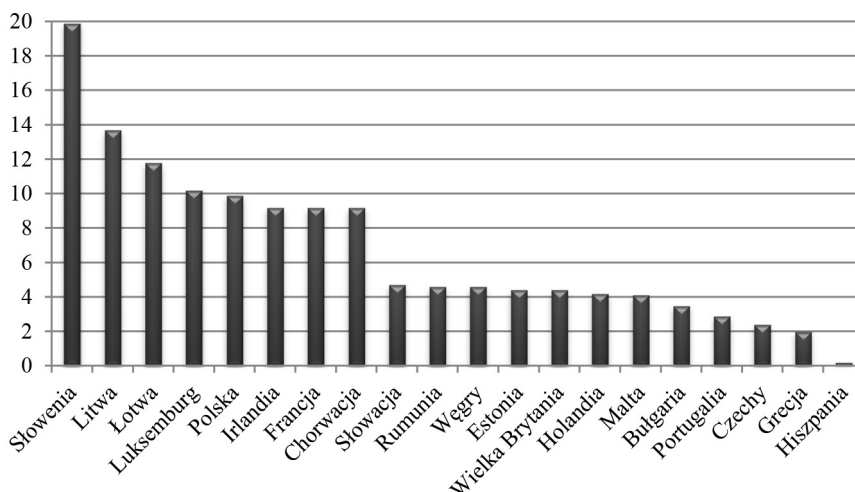
W krajach UE sytuacja jest zróżnicowana. W Niemczech i na Cyprze ustawowe płace minimalne dotyczą tylko części pracowników, a w Danii, we Włoszech, Austrii, Szwecji i Finlandii płace takie w ogóle nie obowiązują. Ponadto płaca ta nie zawsze jest określana jako stawka miesięczna, a dane publikowane przez Eurostat są przeliczane na wynagrodzenie za miesiąc pracy na podstawie stawek tygodniowych (dla Malty) lub godzinowych, z uwzględnieniem obowiązującej w danym kraju liczby godzin pracy (dla Irlandii, Francji, Wielkiej Brytanii).

W 2010 r. w Polsce płacę minimalną zarabiałoby 9,9% osób³. Pasuje to nasz kraj na piątym miejscu wśród tych krajów UE, w których płaca minimalna obowiązuje.

² Por. np. [Szarfenberg 2014], propozycje BCC za: [wyborcza.biz, 20.06.2014].

³ Dokładniej podane wartości oznaczają odsetki osób zarabiających mniej niż 105% obowiązującego w danym kraju wynagrodzenia minimalnego. Eurostat nie podaje takich danych dla Belgii.

Największy jest odsetek osób zarabiających płacę minimalną w Słowenii (19,2%), a najniższy w Hiszpanii (tylko 0,2%). Inne kraje o stosunkowo wysokim odsetku osób najmniej zarabiających (od 14% do 9%) to: Litwa, Łotwa, Luksemburg, Irlandia, Francja i Chorwacja. W Hiszpanii płacę minimalną otrzymuje tylko 0,2% pracowników, natomiast, jak pokazano na rys. 1, w pozostałych 11 krajach odsetek ten waha się od 2,0 do 4,7%.



Rys. 1. Odsetek pracowników zarabiających mniej niż 105% miesięcznej płacy minimalnej, październik 2010 r.

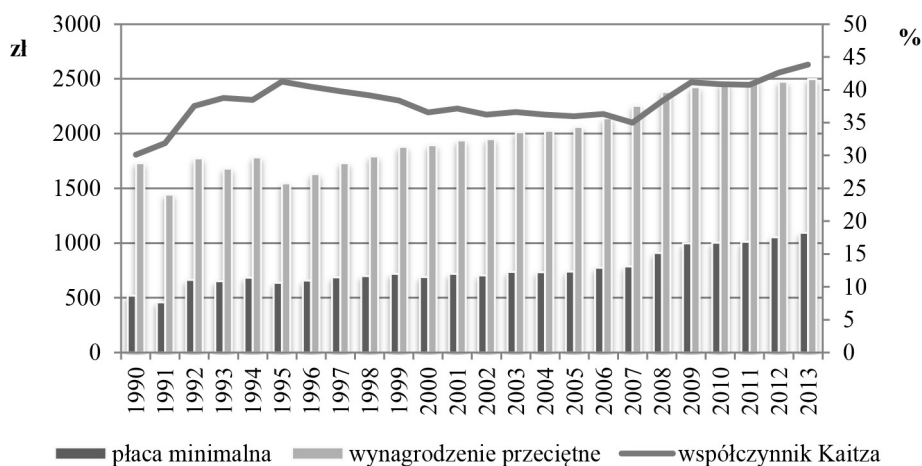
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu: http://epp.eurostat.ec.europa.eu/statistics_explained/index.php/Minimum_wage_statistics#Proportion_of_minimum_wage_earners (dostęp 2.09.14).

Pod względem poziomu płacy minimalnej sytuacja krajów UE jest ogromnie zróżnicowana. W roku 2014 wynosiła ona od 173,84 euro na miesiąc w Bułgarii do 1921,03 euro w Luksemburgu, ze średnią wartością 751,06 i medianą 565,83 euro. W Polsce wartość ta wynosiła 404,16 euro. Płaca minimalna wyrażona w ustalonych przez Eurostat jednostkach siły nabywczej wahała się od 359,2 PPS (*Purchasing Power Standard*) w Bułgarii do 1559,09 PPS w Luksemburgu. W Polsce było to 708,32 PPS, co stanowi wartość mediany.

Jak wynika z powyższych statystyk, Polska jest krajem, w którym poziom najniższego wynagrodzenia wyrażony w euro jest niski. Jednakże pod względem siły nabywczej, a szczególnie jej wzrostu od 1999 r., pozycja Polski jest o wiele lepsza – środkowa wartość płacy minimalnej w 2014 r. w gronie 21 krajów i czwarty najwyższy wzrost.

Pod względem stosunku płacy minimalnej do przeciętnej, czyli tzw. współczynnika Kaitza, Polska plasuje się powyżej przeciętnej europejskiej dla krajów UE.

Współczynnik ten w naszym kraju w roku 2013 wynosił 43,8%. W całej Unii zawierał się on w przedziale od 31,7% w Czechach do 56,5% w Grecji, z medianą równą 43,3%. Na rysunku 2 można zauważyć, że w Polsce w roku 2007 występuje wyraźna tendencja wzrostowa stosunku płacy minimalnej do przeciętnej. Kontynuowanie tego trendu nie byłoby zjawiskiem korzystnym, gdyż w świetle wielu badań empirycznych nad wpływem płac na zatrudnienie optymalna wartość współczynnika Kaitza powinna wynosić ok. 40%



Rys. 2. Relacja płacy minimalnej do średniego miesięcznego wynagrodzenia brutto w Polsce w latach 1990-2013

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych Eurostatu.

3. Relacja między płacą minimalną a zatrudnieniem. Test przyczynowości Grangera

Istnieje wiele alternatywnych koncepcji dotyczących poziomu, do którego powinna zostać podniesiona wielkość płacy minimalnej. Według Golnau [2007, s. 69], z neoklasycznego modelu doskonale konkurencyjnego rynku pracy wynika, że podniesienie płacy minimalnej może, zamiast zwiększać dochody najgorzej wynagradzanych pracowników, spowodować spadek zatrudnienia i wzrost bezrobocia w obrębie tej grupy. Stać się tak może, gdy płaca minimalna przewyższy poziom wynagrodzenia równoważącego rynek pracy. Spadnie wówczas popyt na pracę, a wzrośnie jej podaż i zablokowany zostanie samoczynny mechanizm równoważenia się rynku. Bezpośrednim następstwem spadku zatrudnienia może być spadek produkcji krajowej, który może jednak zostać częściowo zniwelowany, jeśli jednocześnie poprawi się efektywność działania przedsiębiorstw w ramach posiadanych zasobów.

Dyskusje nad optymalną wysokością wynagrodzenia minimalnego odbywają się w Polsce co roku przy okazji obrad Komisji Trójstronnej. Argumenty zwolenników i przeciwników jej podnoszenia zebrał Szarfenberg [2014]. Ci pierwsi podkreślają rolę płacy minimalnej w ograniczaniu ubóstwa i zmniejszaniu nierówności płacowych, drudzy zaś skupiają się na wzroście kosztów pracy i spadku zatrudnienia niektórych kategorii społecznych, np. nisko wykwalifikowanej młodzieży, oraz negują argumenty oponentów, wskazując istnienie innych, skuteczniejszych instrumentów przeciwdziałania ubóstwu. Badania empiryczne na ogół dostarczają argumentów, że koszty wzrostu płacy minimalnej są zbyt wysokie w stosunku do korzyści (np. [Borkowska (red.) 2002; Neumark, Wascher 2004; Suchecki i in. 2007]), choć znaleźć można również przykłady badań, w których nie stwierdza się istotnych negatywnych skutków (por. [Blázquez, Llorente, Moral 2009; Butcher, Dickens, Manning 2012]). Z obszernej metaanalizy badań dotyczących wpływu płacy minimalnej na zatrudnienie przedstawionej w [Doucouliagos, Stanley 2008] wynika zaś, że związek między tymi kategoriami jest bardzo niewielki.

W dyskusji na temat płacy minimalnej głos zabierają również przedstawiciele pracodawców. Są oni z reguły przeciwni jej wzrostowi, przy czym przedstawiają własne propozycje rozwiązań systemowych. Business Centre Club (BCC) argumentuje, że ustalona na 2015 r. płaca 1731 zł oznacza ponad 4-procentowy wzrost kosztu zatrudnienia jednego pracownika z pensją minimalną, co w skali roku oznacza dla pracodawcy wzrost wydatku na jednego pracownika o ok. 1014 zł (por. [wyborcza.biz, 20.06.2014]). Wobec faktu, że średnia wysokość wynagrodzeń, a także stopa bezrobocia są w Polsce bardzo zróżnicowane regionalnie, BCC domaga się zróżnicowania płacy minimalnej według powiatów. Argumentem wspierającym tę propozycję jest wysoka stopa bezrobocia w powiatach, w których przeciętne wynagrodzenie jest bardzo niskie, z dużą liczbą pracowników wynagradzanych na poziomie bliskim minimalnego i niewielkie znaczenie płacy najniższej w regionach, w których zlokalizowane są bogate spółki produkcyjne, gdzie średnia płaca jest stosunkowo wysoka. Co za tym idzie, według BCC negatywne efekty wzrostu płacy minimalnej mogą ujawnić się przede wszystkim na lokalnych, słabo rozwiniętych rynkach pracy lub sektorach gospodarki.

Meer i West [2013] stwierdzili, że zwiększanie płacy minimalnej przyczynia się do zmniejszenia zagregowanego wzrostu zatrudnienia, przy czym zjawisko to nie jest obserwowalne, jeśli analizowany jest poziom zatrudnienia, ale zauważalne, kiedy modeluje się przyrost tej zmiennej. Wynika to z faktu, że zatrudnienie dostosowuje się z opóźnieniem do zwiększonego poziomu płacy minimalnej. Dube [2013] również zauważył negatywną zależność między płacą minimalną a zagregowanym wzrostem zatrudnienia. Jednak dokładniejsza analiza, na poziomie działów, pokazała, że ta zależność jest silnie dostrzegalna w przetwórstwie przemysłowym, która to gałąź zatrudnia stosunkowo niewielką liczbę najniżej opłacanych pracowników, a nieistotna w usługach hotelarskich i gastronomicznych, czyli działach zatrudniających łącznie ok. 2/3 takich pracowników. Takie niezgodne z danymi wyniki esty-

macji świadczą, zadaniem autora, o braku zależności przyczynowej między płacą minimalną a zatrudnieniem ogółem. Błędy te są wynikiem nieuwzględnienia różnic pomiędzy regionami z wysoką i niską wartością płacy minimalnej i momentów jej wzrostu.

Statystycznej analizie związków przyczynowych między zmiennymi można dokonać, stosując definicję przyczynowości wprowadzoną przez Grangera [1969]. Zmienna x jest przyczyną w sensie Grangera dla zmiennej y , jeżeli bieżące wartości y można prognozować z większą dokładnością przy użyciu przeszłych wartości x do rzędu k włącznie niż bez ich wykorzystania, przy niezmienionej pozostałej informacji.

Najczęściej stosowanym do badania przyczynowości testem jest tzw. test Grangera ([Granger 1969], por. np. [Osińska 2008]). Testowane hipotezy mają postać:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0, H_1: \beta_1 \neq 0 \vee \beta_2 \neq 0 \vee \dots \vee \beta_k \neq 0,$$

gdzie β_1, \dots, β_k są parametrami modelu:

$$y_t = \alpha_0 d_t + \sum_{j=1}^k \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t,$$

w którym d_t oznacza deterministyczną część równania. Jeśli prawdziwa jest hipoteza zerowa, to x nie jest przyczyną y .

4. Model kształtowania się liczby pracujących w wieku 15-29 lat

W świetle wyników empirycznych prezentowanych w literaturze (np. [Dube 2013; Meer, West 2013; Borkowska (red.) 2002]) można się spodziewać braku związków przyczynowych między liczbą pracujących ogółem a płacą minimalną. Występowanie takich zależności można natomiast podejrzewać w przypadku liczby pracujących (lub zatrudnionych) z najniższym poziomem wykształcenia oraz osób młodych. W prezentowanym badaniu testowane są również związki przyczynowe pomiędzy liczbą pracujących a współczynnikiem Kaitza, który określa się jako stosunek płacy minimalnej do wynagrodzenia przeciętnego brutto. Uwzględnienie tej miary w modelu jest sposobem określenia możliwego wpływu płacy minimalnej na zatrudnienie w zależności od tego, jaką wartość ta płaca będzie przyjmować w relacji do przeciętnego wynagrodzenia.

Wyniki testu Grangera przedstawione w tab. 1 są zgodne z oczekiwaniami. Nie stwierdzono zależności przyczynowej między płacą minimalną a liczbą pracujących ogółem ani między płacą minimalną a przyrostem liczby pracujących. Zależność taka nie występuje również między współczynnikiem Kaitza a poziomem i przyrostem liczby pracujących. W odniesieniu do popytu na pracę najemną związek przyczynowy stwierdzono jedynie między płacą minimalną a liczbą zatrudnionych na poziomie istotności 0,1. Obie zmienne: płaca minimalna i współczynnik Kaitza są zaś przyczynami w sensie Grangera dla liczby pracujących w wieku 15-29 lat. Ze

względu na te wyniki w kolejnych etapach modelowana będzie właśnie ta zmienna. Jako młodych pracujących określa się zazwyczaj osoby do 24 roku życia; przyjęcie przedziału wieku 15-29 lat wynika z dwóch powodów. Po pierwsze, GUS podaje dane na temat liczby pracujących według wieku właśnie w takim przedziale, po drugie – ta kategoria wiekowa obejmuje również absolwentów studiów wyższych, którzy stosunkowo często pracują za niewielkie wynagrodzenie.

Tabela 1. Wyniki testu przyczynowości Grangera – *p-value* dla H_0 : x nie jest przyczyną y

Zmienna x \ Zmienna y	Liczba pracujących ogółem		Liczba zatrudnionych		Liczba pracujących w wieku 15-29 lat	
	poziom	przyrost	poziom	przyrost	poziom	przyrost
Płaca minimalna	0,26	0,52	0,06	0,32	0,04	0,09
Współczynnik Kaitza	0,46	0,84	0,51	0,34	0,07	0,21

Wyznaczone wartości p dotyczą rzędu opóźnienia $k = 2$. Jest to wartość określona na postawie kryterium Akaike'a jako optymalna.

Stacjonarność wszystkich zmiennych stwierdzono testem KPSS.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (w pakiecie Gretl).

Zgodnie z dwoma głównymi nurtami ekonomii czynnikami, które określają wielkość popytu na pracę, są: wielkość popytu, do której przedsiębiorcy dostosowują produkcję (ujęcie keynesowskie), oraz poziom płac realnych (ujęcie neoklasyczne). Wielkość produktu można mierzyć wielkością wartości dodanej brutto. Bardzo ważnym czynnikiem tworzącym popyt na pracę są nakłady inwestycyjne, a w szczególności nakłady brutto na środki trwałe, będące nakładami zwiększającymi wartość majątku trwałego, a w konsekwencji zasób kapitału niezbędny do stworzenia nowych miejsc pracy. Do bardzo ważnych czynników w procesie modelowania i prognozowania popytu na pracę zaliczyć należy determinanty demograficzne, ponieważ liczba ludności aktywnej zawodowo determinuje wielkość podaży pracy dostępnej dla podmiotów gospodarczych. W zgodzie z powyższymi argumentami oraz wcześniejszymi doświadczeniami badawczymi (np. [Suchecki, Dańska-Borsiak, Laskowska 2013]) potencjalnymi zmiennymi objaśniającymi w modelu są:

WDB – wartość dodana brutto w mln zł,

WBR – realne przeciętne wynagrodzenia brutto w zł,

NBST – nakłady brutto na środki trwałe w mln zł lub, alternatywnie,

SNBST – stopa nakładów liczona jako stosunek nakładów brutto na środki trwałe do PKB (w ułamku dziesiętnym),

LS – liczba aktywnych zawodowo osób, w tys.,

WMINR – realna płaca minimalna brutto,

KAITZ – współczynnik Kaitza, liczony jako stosunek płacy minimalnej do przeciętnego wynagrodzenia brutto (w ułamku dziesiętnym).

Model kształtowania się liczby pracujących w wieku 15-29 lat (zmienna LP1529) oszacowano na podstawie danych z lat 1990-2013. Dane od roku 1995 pochodzą z baz GUS, a dla lat wcześniejszych z bazy Katedry Ekonometrii Przestrzennej UŁ. Tabela 2 zawiera wyniki estymacji dwóch alternatywnych modeli: w modelu 1 jedną ze zmiennych objaśniających jest płaca minimalna, w modelu 2 zaś – współczynnik Kaitza. Postać liniowa jest uzasadniona wcześniejszymi pracami, np. [Suchecki, Dańska-Borsiak, Laskowska 2013].

Tabela 2. Wyniki estymacji modeli liczby pracujących w wieku 15-29 lat

Zmienna objaśniająca	Model 1	Model 2
const.	3774,44 (21,39)	2968,43 (7,034)
d_LS	0,699 (5,079)	0,452 (2,6)
d_LS ₋₁	0,693 (4,967)	0,391 (2,51)
WDB	0,007 (5,216)	0,0058 (3,385)
WDB ₋₁	-0,006 (-4,324)	-0,0019 (-3,445)
d_KAITZ	-2403,44 (-2,629)	7048,8 (2,643)
WMINR ₋₁	-1,359 (-4,225)	-
d_(KAITZ^2)	-	-9295,9 (-2,609)
SNBST ₋₁	-	4783,20 (2,261)
SNBST ₋₂	-	-3984,86 (-2,531)
współczynnik determinacji	0,823	0,829
kryterium Akaike'a	275,09	280,65

Symbol d_x oznacza pierwszą różnicę zmiennej x , x^2 – kwadrat zmiennej, a x_{-1} , x_{-2} – opóźnienie o 1 lub 2 okresy zmiennej x .

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS (w pakiecie Gretl).

Oba modele, których oszacowania zawarto w tab. 2, wskazują istotny wpływ płacy minimalnej i współczynnika Kaitza na zmienną objaśnianą i jest to, *ceteris paribus*, wpływ negatywny. W przypadku płacy minimalnej ten efekt jest odroczony

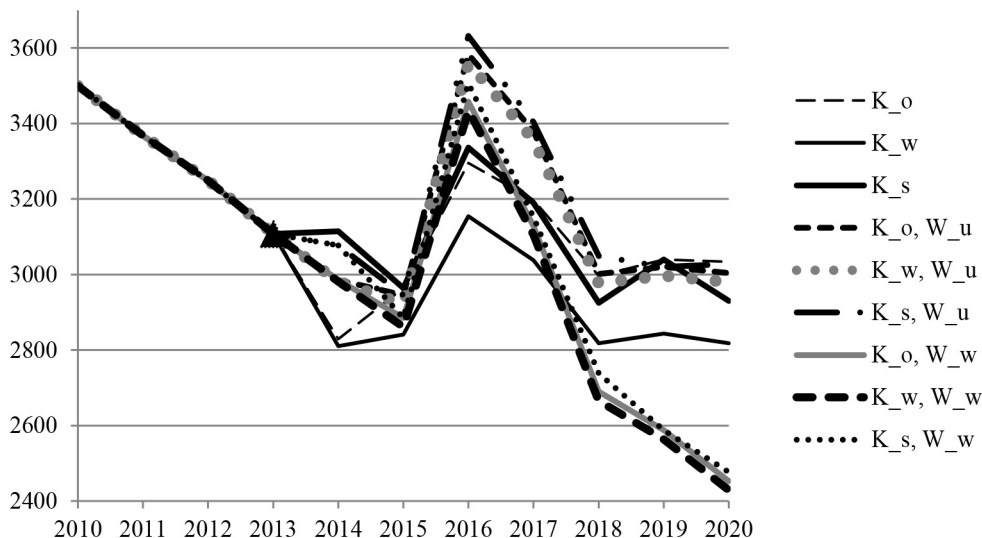
o jeden rok, co może oznaczać, że pracodawcy przetrzymują pracowników, licząc na wzrost popytu, ponieważ zwalnianie ludzi łączy się z ryzykiem, że nowi, nieprzeszkoleni i „niesprawdzeni” pracownicy nie będą równie efektywni. Oszacowanie parametru dla przyrostu współczynnika Kaitza jest niezbędne, aby odpowiedzieć na pytanie, jaki jest optymalny poziom tego współczynnika. Zgodnie z oczekiwaniami wzrost wartości dodanej wpływa pozytywnie na tworzenie miejsc pracy dla osób młodych, tak samo jak stosunek nakładów na środki trwałe do PKB. Wpływ tej ostatniej zmiennej jest istotny po roku i dwóch latach, co odzwierciedla procesy dostosowawcze. Ujemny znak parametru przy stopie nakładów opóźnionej o dwa lata wynika z faktu, że nie wszystkie inwestycje generują popyt na pracowników, gdyż zwiększają one produktywność pracy.

5. Prognozy wariantowe

Ostatnim z celów częściowych niniejszego artykułu jest wyznaczenie prognoz liczby młodych pracujących do roku 2020 w zależności od przewidywanych zmian najniższego wynagrodzenia. Prognozy te wyznaczone zostały na podstawie oszacowań obu modeli omówionych w punkcie 4, w sposób wariantowy, w zależności od wysokości płacy minimalnej i współczynnika Kaitza. Dla pozostałych zmiennych objaśniających wartości w okresie prognozy wyznaczono zgodnie z założeniami prognoz wieloletnich sporządzanych przez instytucje centralne. Prognozy wartości PKB i nakładów na środki trwałe wyznaczono na podstawie prognozy dynamiki realnego PKB zawartej w dokumencie [Ministerstwo Finansów 2013]. Podstawą prognozy liczby aktywnych zawodowo była prognoza demograficzna określająca dynamikę zmian liczby ludności w tym przedziale wiekowym [GUS 2009].

W celu wyznaczenia prognoz wariantowych przyjęto alternatywnie dwa warianty poziomu płacy minimalnej i trzy warianty współczynnika Kaitza. Jako wartość umiarkowaną najniższego wynagrodzenia przyjęto taką, która zachowuje dotychczasową dynamikę (W_u). Alternatywnie założono szybszy wzrost płacy minimalnej (W_w), co częściowo spełniałoby postulaty związków zawodowych sugerujących wzrost tej płacy do 50% wynagrodzenia przeciętnego. Optymalna wartość współczynnika Kaitza to, jak wspomniano powyżej, 0,4, zatem taką jego wartość założono w wariantcie optymalnym (K_o). Wariant drugi zakłada jego wzrost do poziomu 0,5 (K_w), a trzeci – systematyczny spadek do poziomu 0,34 (K_s). Prognozowane wartości liczby pracujących w wieku 15-29 lat przedstawia rys. 3.

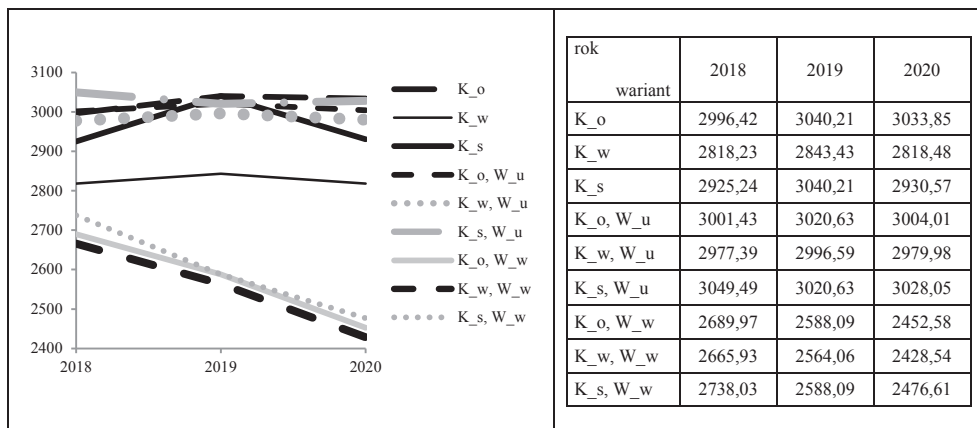
Zdecydowanie silny spadek liczby młodych pracujących w okresie prognozy jest zauważalny w wariantcie szybkiego wzrostu płacy minimalnej (W_w), niezależnie od poziomu współczynnika Kaitza. Prognozy z modelu, który nie uwzględnia poziomu płacy minimalnej, a tylko jej stosunek do płacy przeciętnej, są najgorsze w przypadku, gdy stosunek ten rośnie do poziomu 50%. W pozostałych przypadkach przewidywany jest wzrost liczby pracujących w roku 2016, następnie spadek w latach 2017-2018 i stabilizacja do roku 2020.



Prognozy oznaczone symbolami K_o , K_w , K_s pochodzą z modelu 2 (tab. 2), w którym płaca minimalna nie jest zmienną objaśniającą. Pozostałe prognozy wykonano na podstawie modelu 1.

Rys. 3. Wartości w 4 ostatnich latach próby (2010-2013) i prognozy wariantowe liczby pracujących w wieku 15-29 lat w tys. osób na lata 2014-2020 na podstawie modeli 1 i 2 (tab. 2)

Źródło: obliczenia własne.



Rys. 4. Prognozowane wartości liczby pracujących w wieku 15-29 lat w tys. osób, lata 2018-2020

Źródło: obliczenia własne.

Na rysunku 4 przedstawiono prognozy na trzy ostatnie okresy. Tu wyraźnie widać, że największa liczba pracujących w wieku 15-29 lat jest prognozowana w wariantcie K_o , a więc gdy płaca minimalna stanowi 40% wynagrodzenia przeciętnego.

Niekorzystny byłby wzrost współczynnika Kaitza ponad tę wartość, ale również jego spadek. Wydaje się zatem, że skonstruowane modele potwierdziły negatywny wpływ nadmiernie wysokiego poziomu płacy minimalnej na liczbę osób pracujących w wieku 15-29 lat.

6. Podsumowanie

Prezentowane badania miały na celu stwierdzenie, czy zmiany płacy minimalnej są przyczyną zmian liczby młodych pracujących w Polsce. Wyniki wskazują, że taki związek istnieje, przy czym zarówno poziom płacy minimalnej, jak i jej stosunek do wynagrodzenia przeciętnego są przyczynami w sensie Grangera liczby pracujących w wieku 15-29 lat. Wyniki estymacji modelu ekonometrycznego pokazały negatywny wpływ obu zmiennych na zmienną objaśnianą, przy czym w przypadku płacy minimalnej ten efekt jest opóźniony o jeden rok. Wzrost wartości dodanej i zwiększenie nakładów na środki trwałe w stosunku do PKB wpływają pozytywnie na tworzenie miejsc pracy dla osób młodych.

Ważnym celem badawczym było wyznaczenie prognoz liczby pracujących w wieku 15-29 lat. Wykazano, że nadmierne podnoszenie płacy minimalnej hamowałoby wzrost liczby pracujących w tej kategorii wiekowej. W roku 2020, będącym ostatnim okresem prognozy, najwięcej osób będzie pracować, jeśli współczynnik Kaitza osiągnie wartość 40% lub mniej, przy jednoczesnym utrzymaniu obecnego tempa wzrostu płacy minimalnej. Zdecydowany spadek liczby pracujących jest natomiast prognozowany w przypadku dużego wzrostu tej płacy, i to niezależnie od współczynnika Kaitza. Uzyskane rezultaty mogą stanowić głos w powracającej co roku dyskusji na temat podnoszenia płacy minimalnej. Postulowane przez związki zawodowe ustalenie jej na poziomie 50% wynagrodzenia przeciętnego wydaje się bardzo niekorzystne z punktu widzenia poziomu zatrudnienia.

Literatura

- Blázquez M., Llorente R., Moral J., 2009, *Minimum Wage and Youth Employment Rates in Spain: New Evidence for the Period 2000–2008*, Universidad Autónoma de Madrid, Economic Analysis Working Paper Series, Working Paper 2/2009.
- Borkowska S. (red.), 2002, *Rynek pracy wobec integracji z Unią Europejską*, IPiSS, Warszawa.
- Butcher T., Dickens R., Manning A., 2012, *Minimum Wages and Wage Inequality: Some Theory and an Application to the UK*, CEP Discussion Paper No 1177, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Doucouliaqos H., Stanley T.D., 2008, *Publication Selection Bias in Minimum-Wage Research? A Meta-Regression Analysis*, Faculty of Business and Law, School of Accounting, Economics and Finance, Economics Series SWP 2008/14.
- Dube A., 2013, *Minimum Wages and Aggregate Job Growth: Causal Effect or Statistical Artifact?*, IZA Discussion Paper No. 7674.
- Dziennik Ustaw z 2002 r., nr 200, poz. 1679.

- Golnau W., 2007, *Znaczenie płacy minimalnej dla funkcjonowania rynku pracy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk.
- Granger C.W.J., 1969, *Investigating causal relationships by econometric models and cross-spectral methods*, *Econometrica*, vol. 37, s. 424-38.
- Meer J., West J., 2013, *Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics*, NBER Working Paper 19262.
- Neumark D., Wascher W., 2004, *Minimum wages, labor market institution, and youth employment: a cross-national analysis*, *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 57, no. 2, s. 223-248.
- Osińska M., 2008, *Ekonometryczna analiza zależności przyczynowych*, Wydawnictwo UMK, Toruń.
- Prognoza ludności na lata 2008-2035*, 2009, Główny Urząd Statystyczny, Departament Badań Demograficznych, Warszawa.
- Sucheckki B., Dańska-Borsiak B., Laskowska I., 2013, *Modele ekonometryczne stosowane w prognozowaniu zatrudnienia oraz estymacja ich parametrów*, rozdział 1.2, [w:] E. Kwiatkowski, B. Suchecki (red.), *Prognozy zatrudnienia według grup zawodów, podregionów i sektorów dla województwa łódzkiego*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa .
- Sucheckki B. i in., 2007, *Wpływ zmian w wysokości płacy minimalnej na kształtowanie się zróżnicowań dochodowych. Badanie dla Polski oraz omówienie doświadczeń innych krajów*, Ekspertyza dla Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej.
- Szarfenberg R., *Kontrowersje wokół podniesienia płacy minimalnej*, <http://rszarf.ips.uw.edu.pl/pdf/placmin.pdf>, dostęp: 2.08.2014.
- wyborcza.biz, 20.06.2014, http://wyborcza.biz/biznes/1,100897,16189051,BCC_placa_minimalna_wg_powiatow.html#ixzz35mkU1DOU, dostęp 26.06.2014.
- Wytyczne dotyczące założeń makroekonomicznych na potrzeby wieloletnich prognoz finansowych jednostek samorządu terytorialnego. Aktualizacja – listopad 2013 r.*, <http://www.mf.gov.pl/documents/764034/1002167/Wytyczne+jst+-+aktualizacja+listopad+2013>, dostęp 26.06.2014.

THE MINIMUM WAGE VERSUS LABOR DEMAND OF YOUNG PEOPLE. CAUSAL RELATIONSHIPS AND VARIANT FORECASTS

Summary: The minimum wage is the wage policy instrument that affects, among others, labor costs and elimination of negative forms of competition. In political-economic and scientific circles there is an ongoing discussion on the legitimacy of raising the minimum wage and its impact on employment. The main aim of this study is to determine the impact of changes in the minimum wage on labor demand of young people in Poland. It has been realized through three specific aims. On the basis of causality test it has been shown that both the level of the minimum wage and its relation to average earnings are the Granger causes of the number of working people aged 15-29 in Poland in the period 1990-2013. The results of the econometric model estimation showed, *ceteris paribus*, the negative impact of both these variables on the demand for labor of young people, with the minimum wage effect being lagged by one year. The variant forecasts until 2020, with different assumptions about the minimum wage, indicate the largest number of working if the minimum wage does not exceed 40% of the average earnings, while maintaining the current growth rate of the minimum wage. A noticeable decrease in employment is yet expected in the case of a large increase in this wage, regardless of its relation to the average earnings.

Keywords: minimum wage, number of employees, young employees, Kaitz index, Granger causality.