

MINIMALNE WYNAGRODZENIE – ANALIZA WPŁYWU NA ZATRUDNIENIE W POLSCE

Anna Ruzik

Instytut Pracy i Spraw Socjalnych

WPROWADZENIE

Określana przez ustawodawcę kwota wynagrodzenia, poniżej której nie można opłacać pracownika zatrudnionego w pełnym wymiarze czasu pracy, stanowi płacę minimalną. W Polsce płaca minimalna jest ustalana corocznie przez Komisję Trójstronną ds. Społeczno-Gospodarczych lub rząd. Przed 2003 r. poziom minimalnego wynagrodzenia ustalany był w drodze różnych aktów prawnych.

1 stycznia 2003 r. weszła w życie Ustawa o minimalnym wynagrodzeniu za pracę¹. Nowelizacja z 1 lipca 2005 r.² zwiększyła gwarancję corocznego wzrostu minimalnego wynagrodzenia, jeśli będzie ono niższe od połowy przeciętnej płacy. Na wzrost ma składać

się prognozowana inflacja oraz 2/3 prognozowanego wskaźnika realnego przyrostu PKB (pod pewnymi warunkami). Wysokość minimalnego wynagrodzenia za pracę w 2006 r. ustalono już według nowych reguł.

Od 1990 r. wysokość płacy minimalnej w relacji do płacy przeciętnej w Polsce oscylowała między 35,6% a 41,2%. W 2002 r. nominalna płaca minimalna nie zmieniła się (pozostała na poziomie 760 zł brutto), w 2004 r. zaś nie było wzrostu realnego. Od 1 stycznia 2007 r. minimalne wynagrodzenie za pracę wynosi 936 zł³, co stanowi około 37% przeciętnego wynagrodzenia w gospodarce.

Artykuł ma na celu przeanalizowanie wpływu zmian poziomu płacy minimalnej na zatrudnienie w Polsce. Część pierwsza tekstu koncentruje się na przeglądzie

badania wpływu legislacji dotyczącej płacy minimalnej na rynek pracy w różnych krajach. W części drugiej podjęto próbę empirycznej analizy związków między zatrudnieniem a wynagrodzeniem minimalnym w Polsce. Artykuł kończy podsumowanie.

BADANIA ZWIĄZKU PŁACY MINIMALNEJ Z BEZROBOCIEM W RÓŻNYCH KRAJACH

Podwyższenie wynagrodzenia minimalnego oznacza podniesienie wynagrodzenia wszystkim pracownikom zarabiającym na tym poziomie poprzednio, a także części z tych, którzy zarabiali niewiele ponad minimum. Pytaniem istotnym z punktu widzenia ekonomii i polityki społecznej jest kwestia, czy efektem takiej zmiany jest spadek zatrudnienia, czego można oczekiwać na podstawie klasycznych modeli popytu na pracę: jeśli pracownicy opłacani są na poziomie swojej produktywności krańcowej, narzucony wzrost realnych wynagrodzeń bez wzrostu produktywności powoduje zwolnienie pracowników, których produktywność jest poniżej nowego, wyższego poziomu płacy minimalnej.

Jednak niektóre nieklasyczne modele rynku pracy, np. uwzględniające teorie płacy efektywnej, poszukiwań (*search models*) czy monopsonu nie przewidują spadku zatrudnienia, a przy pewnych warunkach nawet jego wzrost (Card, Krueger 1995; Brown 1999; Dickens i in. 1999). Także w przypadku przewagi pracodawców na rynku pracy (kiedy pracownicy opłacani są poniżej swojej produktywności krańcowej), wzrost wynagrodzenia minimalnego nie powinien mieć negatywnego wpływu na poziom zatrudnienia.

W latach 80. w empirycznej literaturze ekonomicznej panowała zgoda co do niewielkiego, negatywnego wpływu wzrostu minimalnego wynagrodzenia na zatrudnienie (zob. np. Brown i in. 1992). Później przetrwała się ona w gorącą debatę popieraną wynikami badań o różnych wnioskach na temat prawdziwego kierunku i sile tego wpływu.

Card i Krueger (1995) stwierdzili, że podniesienie płacy minimalnej nie powoduje zwolnienia wszystkich, którzy mają produktywność poniżej nowego poziomu, ale większa odsetek osób zatrudnionych za płacę minimalną. Nie zmienia się zatem poziom zatrudnienia, a jedynie rozkład zarobków. Można też zaobserwować pozytywny wpływ na płace pracowników wysoko wykwalifikowanych, wynikający z presji na utrzymanie relacji ich wynagrodzeń do poziomu płacy minimalnej.

Do podobnych wniosków doszedł De Fraja (1999), sugerując przy tym, że jeśli firmy mogą swobodnie zmieniać warunki pracy już zatrudnionych pracowników, ich odpowiedzią na egzogeniczną zmianę poziomu płacy minimalnej może nie być obniżenie zatrudnienia, tylko zmiana warunków pracy: godzin pracy, obciążenia pracowników itp.

Burkhauser i inni (2000) wyjaśniali różnice między wnioskami wyciąganymi przez wcześniejszych badaczy amerykańskiego rynku pracy stosowaniem różnych metod kontroli zmiennych i informacji makroekonomicznych. Wpływ płacy minimalnej okazywał się nieistotny jedynie w modelach, w których wprowadzano zmienne jakościowe dla określonych lat w specyfikacji modelu (np. dla tych, w których zmieniła się skokowo poziom realnej płacy minimalnej z powodu zmian legislacji).

Burkhauser, Couch i Wittenburg zastosowali odmienne metody kontroli zmian poziomu federalnej płacy minimalnej (m.in. pozwalając na dostosowanie poziomu zatrudnienia z pewnym opóźnieniem) i otrzymali wynik pokazujący niewielki, ale istotny, negatywny wpływ zmian płacy minimalnej na zatrudnienie, silniejszy dla młodych pracowników.

W swoim opracowaniu empirycznym Sara Lemos (2004) oceniła związek między omawianymi wielkościami z wykorzystaniem kilku zmiennych odzwierciedlających politykę rynku pracy w Brazylii w latach 1982–2000 – które nie były poprzednio brane pod uwagę w literaturze – pozwalających na kontrolę endogeniczności zmiennej płacy minimalnej. Otrzymane rezultaty pokazały, że wzrost płacy minimalnej w badanym okresie miał niewielki, negatywny wpływ na zatrudnienie.

Neumark i Nizalowa (2004) badali wpływ zatrudnienia za płacę minimalną w USA na indywidualne kariery zawodowe w dłuższym okresie. Analizy dla osób w wieku 16–29 lat wskazywały, że w tej grupie w długim okresie można było zauważyć negatywny wpływ pracy za minimalne wynagrodzenie w pierwszych latach zatrudnienia na późniejszą karierę zawodową. Osoby takie również w późniejszych latach kariery zarabiały tym mniej i tym częściej były bez pracy, im dłużej zarabiały minimum.

Taki wynik może być częściowo wyjaśniony przez wpływ płacy minimalnej na podaż pracy i akumulację kapitału ludzkiego (dokładnie: niższą podaż oraz gorsze możliwości szkoleń).

Podsumowując, dotychczasowe badania nad wpływem wynagrodzenia minimalnego na zatrudnienie i bezrobocie nie przynoszą jednoznacznej odpowiedzi na pytanie o jego siłę i kierunek. Większość analiz empirycznych sugeruje, że płaca minimalna i jej wzrost może mieć negatywny wpływ na zatrudnienie pracowników o niskiej produktywności i dopiero wchodzących na rynek pracy. Według podręcznikowej analizy elastycznego rynku pracy przyjmuje się, że zmiany w poziomie zatrudnienia niewykwalifikowanych pracowników (czyli tych, którzy zarabiają płacę minimalną) równe będą (*ceteris paribus*) iloczynowi elastyczności popytu na pracę niewykwalifikowaną i proporcjonalnego wzrostu tej płacy.

W rzeczywistości ważne są cechy zatrudnienia w konkretnym sektorze, to jak działają instytucje rynku pracy, jaka forma kontraktów z pracownikami przeważa, jak łatwo można zwolnić pracowników.

WYNAGRODZENIE MINIMALNE A RYNEK PRACY W POLSCE

Również w Polsce podwyżkom płacy minimalnej towarzyszy zawsze dyskusja nad celowością ingerencji w sferę wynagrodzeń oraz nad skutkami takich działań dla rynku pracy. Pojawiają się opinie, że płaca minimalna szkodzi tworzeniu miejsc pracy (np. Jankowiak 2001; MPiPS 2005). Z drugiej strony uchodzi ona za niską w porównaniu z kosztami utrzymania („Gazeta Wyborcza” 2006).

Analiza danych o stopie bezrobocia i o przeciętnym wynagrodzeniu brutto w latach 2002–2005 pokazuje, że regionom o wysokim bezrobociu towarzyszył niski poziom płac, co daje się wytłumaczyć na gruncie modelu negocjacji płacowych. Ponieważ wysoka stopa bezrobocia utrudnia pracownikom znalezienie ewentualnego zatrudnienia w innej fir-

mie, ogranicza także ich siłę przetargową w negocjacjach wynagrodzeń.

Porównanie jedynie statycznej sytuacji, czyli poziomu bezrobocia i płacy w regionach w kolejnych latach, nie daje obrazu wpływu zmian ustawowo narzuconej płacy minimalnej na zatrudnienie. Na pytanie to próbuje odpowiedzieć kolejna część artykułu.

Model prawdopodobieństwa utraty pracy

Okolo 4% pełnozatrudnionych pracuje za wynagrodzenie minimalne (CASE 2004), a ponad 10% zarabia niewiele ponad to minimum. Jest to w przybliżeniu populacja, na wynagrodzenie której może mieć wpływ podniesienie ustawowego minimum. Wpływ ten może być oszacowany przez porównanie prawdopodobieństwa utraty pracy dwóch grup pracowników. Pierwsza to osoby zarabiające płacę minimalną lub niewiele więcej, których wynagrodzenie musi zostać zwiększone po podniesieniu poziomu płacy minimalnej. Druga grupa to osoby zarabiające powyżej nowego poziomu płacy minimalnej, dla których zmiany poziomu minimalnego wynagrodzenia nie mają bezpośredniego znaczenia.

Dane

Do estymacji modelu wykorzystano indywidualne dane panelowe Badania Aktywności Ekonomicznej Ludności (BAEL) z ostatniego kwartału 2002 r. i pierwszego 2003 r. Wybór momentu przeprowadzenia analizy był podyktowany dostępnością danych oraz wyborem okresu, pozwalającego na prześledzenie wpływu realnego wzrostu minimalnego wynagrodzenia. Jak wspomniano, w 2002 r. wynagrodzenie pozostawiono na poziomie z 2001 r., w 2004 r. zaś wzrost nominalny był nieco mniejszy od inflacji.

Od 1 stycznia 2003 r. płaca minimalna wynosiła 800 zł brutto, czyli wzrosła o 5,3% od kwoty 760 zł w poprzednim roku. BAEL rejestruje płacę netto podawaną przez respondentów. Po uwzględnieniu składek na ubezpieczenia społeczne płaconych przez pracodawcę w imieniu pracownika, kosztów uzyskania przychodu, kwoty wolnej od podatku oraz podatku dochodowego przy zatrudnieniu na umowę o pracę na cały etat, miesięczne wynagrodzenie netto w 2002 r. wynosiło około 560 zł, w 2003 r. zaś około 590 zł. Ponieważ BAEL rejestruje kwoty przybliżone podawane przez ankietowanych, poziom minimalnego wynagrodzenia netto dzieli również w przybliżeniu badane osoby na te, które zarabiały poniżej i powyżej określonego poziomu.

Definicje sytuacji danej osoby na rynku pracy przyjęte zostały zgodnie z zaleceniami Eurostatu, stosowanymi przez GUS od 2001 r.⁴. Z punktu widzenia celu tej pracy interesujące są przejścia z zatrudnienia do bezrobocia, ale też do nieaktywności, gdyż przejście do nieaktywności może być skutkiem utraty pracy. Dlatego z opisanej próby wybrane zostały informacje o osobach, które pracowały w pierwszym obserwowanym roku. Informacje z pierwszej obserwacji zostały połączone z informacjami z obserwacji dokonanej kwartał później, w tym z informacją, w jakim stanie na rynku pracy badane osoby były w pierwszym kwartale 2003 r.

Mimo braku odpowiedzi na pytanie o zarobki dla części obserwacji w BAEL (zob. np. Mycielski i in. 2005), była to najlepsza baza danych indywidualnych, jaką dysponowano. Aby uniknąć zmian stawki godzin-

nowej w zależności od wymiaru czasu pracy, wybrano jedynie obserwacje o pracownikach najemnych i pełnozatrudnionych.

W wyniku zastosowania wszystkich opisanych powyżej kryteriów otrzymano próbę składającą się z 4145 obserwacji.

Metodologia

Dwumianowa regresja logistyczna pozwala na przewidywanie zmian zmiennej objaśnianej w zależności od zmiennych objaśniających (ciągłych lub jakościowych), gdy zmienna objaśniana (zależna) jest dychotomiczna (zob. np. Greene 1995). Pozwala ona ocenić, jaka część zmienności zmiennej objaśnianej jest wyjaśniana zmiennością zmiennych objaśniających oraz uszeregować relatywną wagę zmiennych niezależnych dla kształtowania się badanego zjawiska.

Analiza wpływu różnych charakterystyk, w tym podniesienia płacy minimalnej, na zmiany zatrudnienia może być zatem dokonana przy wykorzystaniu modelu regresji logistycznej, w którym zmienną zależną będzie prawdopodobieństwo pozostania bez pracy w ciągu kwartału, zmiennymi niezależnymi zaś odpowiednio zdefiniowane zmienne opisujące status na rynku pracy. Model można zapisać jako:

$$P(Y = 1) = \frac{e^Z}{1 + e^Z} = \frac{1}{1 + e^{-Z}}$$

gdzie $Z = \alpha x$.

Wektor x jest wektorem obserwowalnych zmiennych niezależnych i zawiera charakterystyki osób i ich zatrudnienia w pierwszym badanym okresie oraz zmienne związane ze wzrostem płacy minimalnej w badanym okresie. W rezultacie wektor x składał się z następujących zmiennych:

- 1) ZAROBKI – zarobki netto w pierwszym roku badania:
 - a) ZAROBKI (1) – jeśli zarobki netto w IV kwartale 2002 r. były na poziomie nieprzekraczającym nowego poziomu płacy minimalnej netto z 2003 r., czyli 590 zł,
 - b) ZAROBKI (2) – jeśli zarobki netto w IV kwartale 2002 r. kształtowały się powyżej nowego poziomu płacy minimalnej (nie było ustawowego wymogu ich podniesienia od 1 stycznia 2003 r.);
- 2) STOPA BEZROBOCIA – stopa bezrobocia w województwie w 2002 r.;
- 3) GR_WIEK przyjmująca osobne wartości dla grup wieku:
 - a) GR_WIEK(1) odpowiada grupie 15–24 lata,
 - b) GR_WIEK(2) – 25–44 lata,
 - c) GR_WIEK(3) – 45–75 lat;
- 4) EDU – poziom wykształcenia:
 - a) EDU(1) – wykształcenie wyższe,
 - b) EDU(2) – wykształcenie policealne, średnie ogólnokształcące i średnie zawodowe,
 - c) EDU(3) – wykształcenie zasadnicze zawodowe lub niższe;
- 5) MIE – miejsce zamieszkania badanej osoby:
 - a) MIE(1) – wieś,
 - b) MIE(2) – miasto poniżej 50 tys. mieszkańców,
 - c) MIE(3) – miasto od 50 do 99 tys. mieszkańców,
 - d) NMIE(4) – miasto powyżej 100 tys. mieszkańców;
- 6) PL – płeć (1 dla mężczyzn i 2 dla kobiet);
- 7) FIRMA – wielkość firmy, w której osoba pracowała w 2002 r.:

- a) FIRMA(1) – zatrudnienie w firmie zatrudniającej poniżej 20 osób,
 b) FIRMA (2) – zatrudnienie w firmie zatrudniającej od 20 do 100 osób,
 c) FIRMA (3) – zatrudnienie w firmie zatrudniającej powyżej 100 osób.

Wyniki

Badano prawdopodobieństwo pozostania bez pracy (utrata pracy) w pierwszym kwartale 2003 r.

przez osoby, które pracowały w czwartym kwartale 2002 r. Grupą odniesienia były kobiety z największych miejscowości w wieku 45–75 lat, z zasadniczym lub niższym wykształceniem, zatrudnione w firmie o ponad 100 pracownikach i zarabiające powyżej nowego minimalnego poziomu w pierwszym kwartale obserwacji. Po oszacowaniu wpływu wybranych zmiennych na prawdopodobieństwo utraty pracy w kwartale po podwyższeniu płacy minimalnej otrzymano wyniki, które prezentuje tab. 1.

Tabela 1. Wyniki oszacowań

Zmienne	Oszacowanie B	Błąd standardowy oszacowania	Statystyka Walda	df (stopnie swobody)	Istotność	Exp(B)
ZAROBKI(1) – poniżej nowej płacy minimalnej	1,355	,199	46,261	1	,000	3,877
FIRMA	,587	,207	8,377	2	,015	1,798
FIRMA(1) – poniżej 20 pracowników	,443	,202	8,033	1	,005	1,558
FIRMA(2) – od 20 do 100 pracowników			4,832	1	,028	
EDU	-1,172	,317	16,078	2	,000	,310
EDU(1) – wykształcenie. wyższe			13,689	1	,000	,659
EDU(2) – policealne, średnie zawodowe lub ogólnokształcące	-,417	,173	5,800	1	,016	
GR_WIEK	,474	,246	5,257	2	,072	1,606
GR_WIEK(1) – 15–24 lata			3,712	1	,054	,971
GR_WIEK(2) – 25–44 lata	-,029	,178	,027	1	,870	
PL(1) – mężczyzna	,266	,164	2,631	1	,105	1,305
STOPA_BE	,017	,022	,590	1	,442	1,017
MIE	-,392	,202	4,042	3	,257	,675
MIE(1) – wieś			3,765	1	,052	,772
MIE(2) – miasto poniżej 50 tys. mieszkańców	-,259	,337	,592	1	,442	,897
MIE(3) – miasto od 50 do 99 tys. mieszkańców	-,109	,196	,309	1	,578	
Stała	-4,044	,515	61,580	1	,000	,018

Okazuje się, że poziom zarobków przed zmianą poziomu płacy minimalnej od 1 stycznia 2003 r. jest zmienną najsilniej wpływającą na szanse pozostania poza zatrudnieniem w kolejnym kwartale. Większe prawdopodobieństwo utraty pracy było dla osób o zarobkach poniżej nowego poziomu płacy minimalnej, czyli dla tych, których zarobki musiałyby wzrosnąć od nowego roku.

Istotny silny wpływ na te szanse ma również poziom edukacji. Im wyższy poziom wykształcenia w porównaniu z grupą referencyjną, tym mniejsze szanse, że badana osoba w kwartale po podwyższeniu płacy minimalnej będzie bez pracy.

Grupa wieku nie była zmienną istotnie różnicującą szanse pozostawania w zatrudnieniu w badanym okresie. Również stopa bezrobocia na poziomie województwa oraz płeć nie są istotnymi zmiennymi objaśniającymi prawdopodobieństwo utraty pracy. Wyniki analizy wskazują także na nieistotność wielkości miejscowości zamieszkania dla prawdopodobieństwa utraty pracy. Przyczyna może po części tkwić w klasyfikacji miejscowości w BAEL, w szczególności zaliczania wszystkich miast powyżej 100 tys. mieszkańców do jednej klasy.

ROZKŁAD PŁAC PRACOWNIKÓW ZATRUDNIONYCH NA PEŁEN ETAT WEDŁUG BAEL

Na podstawie danych o zarobkach rejestrowanych w BAEL, czyli podawanych przez samych ankietowanych, pokazano zmiany w rozkładzie zarobków między dwoma kolejnymi kwartałami różniącymi się

poziomem minimalnego wynagrodzenia. Wykorzystano obserwacje dla wszystkich pracowników najemnych pracujących na pełen etat, dla których była informacja o zarobkach w ostatnim kwartale 2002 r. i pierwszym 2003 r.

Tabela 2. Charakterystyki rozkładów zarobków netto w IV kwartale 2002 r. i I kwartale 2003 r.

Wyszczególnienie	IV kwartał 2002 r.	I kwartał 2003 r.
Liczba obserwacji	12 758	12 416
Przeciętne wynagrodzenie	1 131,85	1 131,23
Skośność	3,6	3,7
Kurtoza	24,6	29,3
Percentyl 25 (dolny kwartył)	750	760
Mediana	1 000	1 000
Percentyl 75 (górny kwartył)	1 300	1 300

Źródło: Obliczenia własne na podstawie danych BAEL.

Zmiana poziomu wynagrodzenia minimalnego nie wpłynęła istotnie ani na wynagrodzenie przeciętne, ani na medianę, natomiast niewielką zmianę można zauważyć wśród wynagrodzeń najniższych – podniosła się wartość 25 percentyla. Wzrost wartości kurtozy, czyli miary skupienia obserwacji, pokazuje większą koncentrację wartości cech wokół średniej. Współczynnik skośności pozostał przy tym niemal bez zmian.

Niewielka zmiana rozkładu płac w populacji pracującej może zatem sugerować dostosowanie pracodawców do wyższego poziomu płacy minimalnej także

w inny sposób, niż tylko przez podwyższenie zarobków pracownikom najniżej zarabiającym. Potwierdzenie tej tezy wymagałoby jednak badań przy wykorzystaniu dokładniejszych indywidualnych informacji o wynagrodzeniach, np. od pracodawców.

PODSUMOWANIE

Wydaje się, że wysoka płaca minimalna może być barierą w zatrudnianiu (na oficjalnym rynku pracy) osób o niskich kwalifikacjach, których produktywność jest niższa niż minimalne wynagrodzenie, podaż ich pracy zaś jest wyższa niż popyt na nią. Empiryczne badania dla państw OECD wskazywały, że wzrost płacy minimalnej negatywnie wpływa głównie na zatrudnienie osób młodych, które wykonują często prace opłacane najniższą stawką (OECD 1998). Wpływ ten ogranicza niska elastyczność popytu na pracę w krótkim okresie, a także omijanie regulacji związanych z płacą minimalną (przez stosowanie innych form zatrudnienia niż umowa o pracę).

Obowiązujące w Polsce prawo zakłada stopniowy wzrost płacy minimalnej w relacji do przeciętnego wynagrodzenia. Wyniki obecnego opracowania pozwalają po części pokazać, jaki wpływ miała zmiana płacy minimalnej na zatrudnienie w przeszłości w dość niekorzystnej sytuacji na rynku pracy. Do oszacowań użyto danych indywidualnych BAEL dla lat 2002/2003, co pozwoliło na zbadanie stanu na rynku pracy w I kwartale 2003 r. najemnych pracowników pełnozatrudnionych w IV kwartale 2002.

Okazuje się, że poziom otrzymywanego wynagrodzenia przed podwyższeniem poziomu płacy minimalnej miał istotny wpływ na to, czy dana osoba pozostała w zatrudnieniu w badanych kwartałach. Oprócz charakterystyk świadczących o produktywności (przybliżanych tu wykształceniem), zarobki poniżej nowego poziomu płacy minimalnej miały wpływ na sytuację badanych osób: zmniejszały szanse pozostania w pracy w kolejnym kwartale. Osoby zwalniane były częściej w mniejszych firmach, które być może łatwiej mogły dostosować poziom zatrudnienia do zmiany warunków zewnętrznych.

Na koniec należy podkreślić, że niniejszy artykuł skupia się na stronie popytu na pracę, jako kształtującego poziom zatrudnienia. Ważna jest jednak również strona podaży. Wpływa na nią m.in. relacja minimalnego wynagrodzenia do poziomu świadczeń socjalnych, które można otrzymywać nie podejmując pracy. Zbyt wysoki poziom tych świadczeń w relacji do płacy minimalnej powoduje pułapkę bezrobocia dla osób nisko wykwalifikowanych, czyli stwarza zachętę do niepodejmowania zatrudnienia albo podejmowania go w szarej strefie, aby nie utracić np. uprawnień do zasiłku.

Biorąc pod uwagę wnioski z literatury światowej i wstępnych analiz dla polskiego rynku, być może odpowiednią drogą do poprawienia zarobków osób ni-

sko kwalifikowanych powinny być równoległe działania zmierzające do poprawienia kwalifikacji i poziomu kapitału ludzkiego zasobów pracy. Wpływ na wzrost wynagrodzeń będzie miał też spadek bezrobocia i wzrost popytu na określone kwalifikacje w relacji do ich podaży.

- ¹ Ustawa z 10 października 2002 r. o minimalnym wynagrodzeniu za pracę (DzU nr 200, poz. 1679).
- ² Ustawa z 1 lipca 2005 r. o zmianie Ustawy o minimalnym wynagrodzeniu za pracę oraz zmianie innych ustaw (DzU nr 157, poz. 1314).
- ³ Rozporządzenie Rady Ministrów z dnia 12.09.2006 r. w sprawie minimalnego wynagrodzenia za pracę w 2007 r. (DzU z 2006 r., nr 171, poz. 1227).
- ⁴ Por. (GUS 2001, s. XIII-XV).

LITERATURA

- Brown C. (1999), *Minimum Wages, Employment and the Distribution of Income*, „Handbook of Labour Economics”, Vol. 3b.
- Brown C., Gilroy C., Kohen A. (1982), *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment*, „Journal of Economic Literature”, vol. 20, s. 487–528.
- Burkhauser R.V., Couch K.A., Wittenburg D.C. (2000), *A Re-assessment of the New Economics of the Minimum Wage Literature with Monthly Data from the Current Population Survey*, „Journal of Labor Economics”, vol. 18, nr 4, s. 653–680.
- Card D., Krueger A.B. (1995), *Myths and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage*, Princeton NJ, Princeton University Press.
- CASE (2004), *Elastyczny rynek pracy w Polsce. Jak sprostać temu wyzwaniu? Zeszyty BRE Bank–CASE nr 74/2004*.
- De Fraja G. (1999), *Minimum Wage Legislation, Productivity and Employment*, „Economica”, vol. 66, nr 264, s. 473–488.
- Dickens R., Machin S., Manning A. (1999), *The Effects of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from Britain*, „Journal of Labour Economics”, vol. 17, s. 1–22.
- „Gazeta Wyborcza” (2006), *Czy da się przeżyć za 899 zł brutto?*, z 2 stycznia.
- Greene W.H. (1995), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- GUS (2001), *Aktywność ekonomiczna ludności Polski. I kwartał 2001*, Warszawa.
- Jankowiak J. (2001), *Walka szermierzy o 25 procent*, „Rzeczpospolita” z 16 lutego.
- Katz L.F., Krueger A.B. (1992), *The Effect of the Minimum Wage on the Fast-Food Industry*, „Industrial and Labor Relations Review”, vol. 46, nr 1, s. 6–21.
- Lemos S. (2004), *Political Variables as Instruments for the Minimum Wage*, IZA Discussion Paper No. 1136.
- MPiPS (2005), *Opodatkowanie pracy i wynagrodzenie minimalne. Wpływ na rynek pracy w Polsce*, część raportu „Zatrudnienie w Polsce 2005”, Departament Analiz Ekonomicznych i Prognoz, MPiPS, Warszawa.
- Mycielski J., Morawski L., Myck M. (2005), *Wage data in the Polish LFS – the increasing problem of missing data*, WNE, Uniwersytet Warszawski.
- Neumark D., Nizalova O. (2004), *Minimum Wage Effects in the Longer Run*, IZA Discussion Paper No. 1428.
- OECD (1998), *Employment Outlook 1998*, Paryż.
- Stewart M.B. (2004), *The Employment Effects of the National Minimum Wage*, „The Economic Journal”, vol. 114, s. 110–117.

SUMMARY

The study is focused on an impact of the minimal wage changes on employment in Poland in years 2002–2003. It starts with the review of both theoretical and empirical literature for different countries. Then individual data from the labour force survey was used to show impact of different variables on probability of outflow from employment. The results of the research show that among others increase in the minimum wage could be significant for an increase in probability of losing job in the described period.