

Małgorzata IDCZAK

Wpływ płacy minimalnej na zatrudnienie¹

Płaca minimalna, jako kategoria ekonomiczna, wywiera wpływ m.in. na koszty pracy oraz likwidowanie niekorzystnych form konkurencji. Jako kategoria społeczna ma na celu przede wszystkim zapewnienie niezbędnych środków utrzymania oraz zmniejszanie napięć społecznych poprzez redukcję rozpiętości płac. Wyższa płaca minimalna wpływa na zwiększenie kosztu funkcjonowania przedsiębiorstw, zwłaszcza tych, które zatrudniają osoby niewykwalifikowane lub bez doświadczenia. W efekcie tego przedsiębiorcy decydujący się na zwiększenie produkcji starają się nie zwiększać zatrudnienia lub nawet je redukować, natomiast poprawiają wydajność firmy poprzez zakup nowych maszyn lub zwiększenie wydajności pracowników dotychczas zatrudnionych.

Celem analizy jest określenie najkorzystniejszej dla wielkości zatrudnienia relacji płacy minimalnej do płacy przeciętnej, czyli tzw. uproszczonego współczynnika Kaitza. Zweryfikowana zostanie hipoteza zakładająca, że współczynnik Kaitza wpływa w sposób nieliniowy (paraboliczny) na poziom zatrudnienia

¹ Artykuł oparty na pracy magisterskiej Małgorzaty Fic (obecnie Idczak) *Wpływ płacy minimalnej na bezrobocie i zatrudnienie* napisanej pod kierunkiem prof. dra hab. J. J. Sztudyngera, przy współpracy dra P. Baranowskiego.

w Polsce. Określenie wpływu tego współczynnika na zatrudnienie pokaże, czy i w jakim stopniu płaca minimalna ogranicza możliwości pracy. Pozwoli również oszacować optymalny poziom tego współczynnika dla Polski.

W pierwszej części artykułu przedstawiono ekonomiczne teorie dotyczące rynku pracy, definicje, funkcje oraz kształtowanie się płacy minimalnej w Polsce i na świecie.

W kolejnej części podano wyniki dotychczasowych badań. Przedstawiona metodologia badań, zmienne użyte do budowy modelu oraz uzyskane wyniki ukierunkowały dalsze podejście do badanego problemu.

Na koniec opracowania zostanie opisany model rynku pracy w Polsce, jego estymacja oraz weryfikacja otrzymanych wyników. Model powstał po przekształceniu neoklasycznej funkcji produkcji w celu zweryfikowania siły oraz kierunku oddziaływania płacy minimalnej na zatrudnienie.

PODSTAWY TEORETYCZNE

Według neoklasycznej teorii ekonomii zjawisko bezrobocia występuje tylko w przypadku ograniczania mechanizmów wolnorynkowej gospodarki. *Wiąząc bezrobocie ze sztywnościami występującymi na rynku pracy, neoklasycy wysunęli postulaty nieskrępowanego działania mechanizmów rynkowych, giętkich płac, poprawy mobilności siły roboczej i zaostrzenia konkurencji między pracownikami w celu zapewnienia pełnego zatrudnienia*². W teorii tej szczególne znaczenie przypisuje się działalności związków zawodowych. Trudności w negocjacjach ze związkami oraz istnienie zasiłków dla bezrobotnych powodują powstawanie tzw. bezrobocia dobrowolnego, które jest powiązane z nadwyżką globalnej podaży pracy nad popytem na pracę. Likwidacja tego problemu nie jest uzależniona od aktywnej ingerencji państwa, a jedynie od usprawnienia mechanizmów ekonomicznych (prowadzących głównie do zmian stawek płac).

Neoklasyczna teoria bezrobocia wywołuje jednak liczne wątpliwości. Krytykuje się m.in. przekonanie o skutecznym działaniu mechanizmów gospodarki wolnorynkowej, jak również obarczanie związków zawodowych winą za usztywnienia płac oraz powstawanie bezrobocia. Teoria ta mimo licznej grupy zwolenników przyczyniła się do rozwoju wielu przeciwstawnych idei.

Teoria, której twórcą był J. M. Keynes, podważa założenie neoklasyków o skuteczności działania mechanizmów rynkowych. Przyjmuje ona założenie o sztywności płac nominalnych oraz tezę, że bezrobocie jest nieodłącznym elementem swobodnego funkcjonowania gospodarki wolnorynkowej. Poziom bezrobocia kształtowany jest przez wielkość efektywnego popytu na towary. Niewystarczający popyt powoduje zmniejszenie produkcji i prowadzi do redukcji zatrudnienia. *Sytuacja taka występuje wówczas, gdy suma zamierzonych inwestycji w gospodarce jest mniejsza od sumy oszczędności odpowiadających dochodowi przy pełnym*

² E. Kwiatkowski (2002), s. 107 i 108.

zatrudnieniu³. Silne związki zawodowe uniemożliwiają obniżanie płac, co według neoklasyków przyczynia się do likwidacji bezrobocia. Jednak zgodnie z teorią Keynesowską, obniżenie płac spowodowałoby zmniejszenie dochodów i wydatków konsumpcyjnych, a co za tym idzie produkcji i zatrudnienia. Keynes wysunął twierdzenie, że podaż pracy jest doskonale elastyczna przed osiągnięciem poziomu pełnego zatrudnienia, natomiast po osiągnięciu pełnego zatrudnienia wzrost podaży pracy związany jest ze wzrostem stawek płac realnych.

Płaca minimalna oznacza kwotę, poniżej której nie można opłacać pracownika zatrudnionego w pełnym wymiarze czasu pracy⁴. Jako kategoria społeczna ustalana jest w celu podniesienia standardów życia najmniej zarabiających grup społecznych oraz w celu zmniejszenia rozpiętości płacowych, ... *zaś ekonomiczny aspekt wynika z faktu, że płaca minimalna jest elementem polityki płac, która z kolei ma wpływ na koszty pracy, konkurencyjność przedsiębiorstw i rynek pracy*⁵.

Według teorii neoklasyków ingerencja państwa ogranicza działanie mechanizmów rynkowych, tak więc ustawowe wyznaczenie poziomu płacy minimalnej powoduje zmniejszenie kapitału, a co za tym idzie spadek poziomu zatrudnienia. Zgodnie z tą teorią poziom płacy minimalnej powinien być stosunkowo niski, lecz dający możliwość zaspokojenia podstawowych potrzeb⁶.

Najczęstszą funkcją wynagrodzenia minimalnego jest podnoszenie standardów życia pracowników niskopłatnych pełniących funkcje niewymagające wysokich kwalifikacji oraz zmniejszanie rozpiętości płacowej. Równocześnie zachodzi jednak usztywnianie pułapów dochodowych od dołu, spowalniając procesy dostosowawcze rynku pracy oraz ograniczając elastyczność popytu i podaży pracy. Jest to również narzędzie wykorzystywane (jako jeden z elementów) w krajach uprzemysłowionych, w celu podniesienia standardów życia najmniej zarabiających grup społecznych.

Występuje kilka koncepcji mówiących o tym, do jakiego poziomu powinna zostać podniesiona wielkość płacy minimalnej. Jedną z propozycji (będącą jednocześnie najczęstszym głosem na forum europejskim) jest podniesienie płacy minimalnej do poziomu minimum socjalnego. Kolejna koncepcja (najczęściej podnoszona przez brukselskich urzędników) to ustalenie płacy minimalnej na poziomie 60% średniego wynagrodzenia. Takie związanie tych wartości zdaje się być najkorzystniejsze dla zasobniejszej części państw Unii Europejskiej (UE). Oznaczałoby to znaczne podwyżki dla kilku milionów Polaków. Jednak ostatnia propozycja to system stosowany z powodzeniem w W. Brytanii. Według tej propozycji regularnie wprowadzane podwyżki, znacznie przewyższające wzrost średniej płacy, są receptą na zmniejszenie dyspersji zarobków.

W świetle teorii ekonomii płaca minimalna nie gwarantuje realizacji stawianych przed nią celów, gdyż zamiast zwiększać dochody najgorzej wynagradza-

³ R. Milewski (2002), s. 545.

⁴ Z. Jacukowicz (1992), s. 5.

⁵ B. Kłos (2005), s. 2.

⁶ Tamże, s. 5.

nych pracowników, może przyczynić się do spadku zatrudnienia i wzrostu bezrobocia w obrębie tej grupy. Na takie skutki stosowania minimalnego wynagrodzenia wskazuje neoklasyczny model doskonale konkurencyjnego rynku pracy. Dzieje się tak wówczas, gdy płaca minimalna przewyższa poziom wynagrodzenia równoważącego rynek pracy, powodując jednocześnie spadek popytu na pracę i wzrost podaży pracy oraz zablokowanie samoczynnego mechanizmu równoważenia się rynku. (...) Bezpośrednim następstwem spadku zatrudnienia jest nieefektywna alokacja zasobów pracy w gospodarce i spadek produkcji krajowej. Te niekorzystne skutki spowodowane wprowadzeniem płacy minimalnej mogą zostać częściowo zniwelowane, jeżeli ustanowienie najniższego wynagrodzenia wywoła u niektórych pracodawców swego rodzaju wstrząs, pod wpływem którego podniosą efektywność działania swoich przedsiębiorstw w ramach posiadanych zasobów⁷.

Wynagrodzenie minimalne jest ustalane w Polsce od 1956 r. Jego rola w systemie płac oraz przyznawaniu innych świadczeń w ciągu lat ulegała licznym zmianom. Od 10 października 2002 r. obowiązuje ustawa o minimalnym wynagrodzeniu za pracę⁸. Według niej wysokość płacy minimalnej jest w każdym roku negocjowana przez Komisję Trójstronną, w skład której wchodzi rząd, pracodawcy oraz przedstawiciele związków zawodowych. Jeżeli decyzja nie zostaje podjęta, wówczas podejmuje ją rząd. Według ustawy z 2005 r. (w zmianie do ustawy o minimalnym wynagrodzeniu za pracę⁹) wysokość minimalnego wynagrodzenia wzrasta w danym roku w stopniu nie niższym niż prognozowany na dany rok wskaźnik wzrostu cen towarów i usług konsumpcyjnych, powiększony o 2/3 wskaźnika prognozowanego realnego przyrostu PKB. Zasada ta ma na celu doprowadzenie do sytuacji, w której płaca minimalna stanowiłaby 50% wynagrodzenia przeciętnego.

PRZEGLĄD BADAŃ EMPIRYCZNYCH

W pracy autorstwa C. Browna, C. Gilroya oraz A. Kohena (1982) przedstawiono najważniejsze obserwacje z 24 badań wykonanych od roku 1970 do 1981 r. w Stanach Zjednoczonych.

Autorzy artykułu, jako wyjściowy, podają model:

$$Y = f(MW, D, X_1, \dots, X_n)$$

gdzie:

- Y* — miara statusu siły zatrudnienia,
- MW* — miara płacy minimalnej,
- D* — zagregowany popyt (cykl koniunkturalny).

⁷ W. Golnau (2007), s. 69.

⁸ Dziennik Ustaw z 30 listopada 2002 r. Nr 200, poz. 1679.

⁹ Dziennik Ustaw z 1 lipca 2005 r. Nr 157, poz. 1314.

$X_1, ..., X_n$ — inne zmienne egzogeniczne, które zostały wykorzystane w różnych badaniach wpływu płacy minimalnej na zatrudnienie (m.in. udział w populacji, odbywanie służby wojskowej, wskaźnik skolaryzacji, programy zatrudnieniowe, czas zatrudnienia).

Przegląd badań wskazuje na redukcję zatrudnienia nastolatków na poziomie pomiędzy jeden a trzy punkty procentowe w rezultacie 10-procentowego wzrostu federalnej płacy minimalnej. Uważamy, że ta niższa granica jest bardziej wiarygodna, ponieważ znajduje odbicie w większości badań z lat siedemdziesiątych, które zostały przeprowadzone z uwzględnieniem stopnia objęcia ochroną. Innym ważnym odkryciem jest znaczące wycofanie się nastolatków z zasobów siły roboczej w odpowiedzi na wzrost płacy minimalnej, w pewnej mierze wpływ na bezrobocie okazuje się być znacznie słabszy niż wpływ na zatrudnienie¹⁰.

W latach 80. i 90. ub. wieku kontynuowano badania empiryczne z wykorzystaniem szeregów czasowych. Rezultaty ich wskazywały na mniejsze efekty płacy minimalnej niż w przypadku badań opisanych w artykule cytowanym wcześniej. Wyniki trzech badań przeprowadzonych w Stanach Zjednoczonych zamieszczono w tabl. 1¹¹.

TABL. 1. SZACOWANY WPLYW PODWYŻKI PŁACY MINIMALNEJ O 10 P.PROC. NA ZATRUDNIENIE 16—19-LATKÓW

Badania empiryczne (autorzy)	Okresy	Procentowe zmiany w zatrudnieniu
Solon (1985)	1954—1979	–0,99
Wellington (1991)	1954—1986	–0,60
Klerman (1992)	1954—1988	–0,52
Średnia	x	–0,70

Źródło: M. Dąbrowski (1998).

Z przeprowadzonych badań wynika, że płaca minimalna ma negatywny wpływ na zatrudnienie, jednak żaden z autorów nie uzyskał rezultatu wyższego niż 1%. Jedynie wyniki Solona są zbliżone do tej granicy, która w badaniach została wyznaczona jako przypuszczalny stopień redukcji zatrudnienia. Kolejne badania wykazują coraz niższy wpływ minimum płacowego na zatrudnienie. W badaniu przeprowadzonym przez Klermana redukcja zatrudnienia wyniosła 0,5% na każde 10% zwiększenia płacy minimalnej.

Kolejne badania (Neumark, Wascher, 2004) przeprowadzone zostały na danych z lat 1975—2000 w 17 krajach OECD. Potwierdziły one przypuszczenia o tendencji obniżania poziomu zatrudnienia wśród młodzieży przy wzroście płacy minimalnej.

¹⁰ C. Brown i in. (1982), s. 508.

¹¹ M. Dąbrowski (1998), s. 45.

Pojawiły się również takie badania, w których potwierdzono pozytywny wpływ płacy minimalnej na zatrudnienie. W badaniu przeprowadzonym przez Stephena Machina i Alana Manninga (1994) podjęto próbę zbadania wpływu płac minimalnych na rozproszenie i zatrudnienie w W. Brytanii w latach 80. ub. wieku.

Wyniki badań przeprowadzonych w Polsce potwierdzają również wyniki badań S. Machina i A. Manninga. *Badania potwierdzają raczej hipotezę, iż jeżeli gospodarka jest w sytuacji transformacji lub recesji, kiedy popyt globalny nie jest wystarczający dla zagwarantowania pełnego zatrudnienia, to popyt na pracę może być zdeterminowany przez poziom produkcji (wzrost PKB) a nie przez płace*¹².

TEORETYCZNE PODSTAWY MODELU

Badanie zostało przeprowadzone na podstawie danych o częstotliwości kwartalnej z lat 1995—2007, pochodzących z GUS oraz Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej.

Model powstał po przekształceniu neoklasycznej funkcji produkcji ze zmiennymi egzogenicznymi pracą i środkami trwałymi:

$$Y = AK^\beta L^{1-\beta} \quad K, L \geq 0 \quad \text{oraz} \quad A, \beta > 0$$

która opisuje relację pomiędzy nakładami pracy L , kapitałem K a wielkością wytworzonego produktu Y .

W celu znalezienia postaci modelu, która najlepiej opisywałaby badane zjawisko, wprowadzono nieliniowo do modelu zmienną WK , definiowaną jako udział płacy minimalnej w płacy przeciętnej¹³. Postać funkcyjna wyjściowego modelu wygląda następująco:

$$L = AK^{\alpha_1} Y^{\alpha_2} W^{\alpha_3} e^{\alpha_4 WK + \alpha_5 WK^2}$$

Równanie to logarytmujemy stronami. Otrzymujemy:

$$\ln L = \ln A + \alpha_1 \ln K + \alpha_2 \ln Y + \alpha_3 \ln W + \alpha_4 WK + \alpha_5 WK^2$$

Po przekształceniu funkcji na przyrosty oraz po podstawieniu właściwych zmiennych z bazy danych, otrzymujemy:

$$\dot{L} = \alpha_0 + \alpha_1 \dot{SI} + \alpha_2 \dot{Y} + \alpha_3 \dot{W} + \alpha_4 \Delta WK + \alpha_5 \Delta WK^2 \quad (1)$$

¹² B. Suchecki (1999), s. 186.

¹³ Pomysł autorski, opracowany przy współpracy prof. dra hab. J. J. Sztudyngera.

gdzie:

$$\alpha_0 = -\frac{\dot{A}}{(1-\beta)}$$

$$\alpha_1 = -\frac{\dot{\beta}}{(1-\beta)}$$

$$\alpha_2 = \frac{1}{(1-\beta)}$$

$\dot{A}$, $\dot{L}$, $\dot{Y}$, $\dot{W}$ — tempo wzrostu aproksymowane przyrostem logarytmów. W dalszej części artykułu będziemy używać tych oznaczeń.

Do estymacji zostały wykorzystane następujące zmienne:

L — liczba osób pracujących, wyrażona w tysiącach,

SI — stopa inwestycji, definiowana jako stosunek nakładów brutto na środki trwałe w cenach bieżących wyrażonych w milionach złotych do średniorocznego PKB w cenach bieżących wyrażonego w milionach, w ułamku dziesiętnym,

Y — PKB w cenach stałych, wyrażony w milionach złotych,

W — przeciętne wynagrodzenie miesięczne brutto w cenach stałych, wyrażone w złotych,

WK — udział płacy minimalnej w płacy przeciętnej, w ułamku dziesiętnym.

Po analizie reszt wartości teoretycznych i empirycznych do modelu zostały wprowadzone zmienne zero-jedynkowe, które pozwoliły wyeliminować nietypowe obserwacje. Oszacowania parametrów modelu po wprowadzeniu zmiennych zero-jedynkowych nie odbiegają jednak od oszacowań parametrów modelu bez tych zmiennych.

Wprowadzone zmienne to:

$Z1$ — zmienna przyjmująca następujące wartości: dla IV kw. 1996 r. i I kw. 1997 r. — 1 i pozostałych kwartałów — 0. W przypadku dwóch kwartałów — IV kw. 1996 r. i I kw. 1997 r. — zaobserwowano pojedyncze odchylenie tempa wzrostu zatrudnienia (bez widocznych efektów w długim okresie);

$Z2$ — zmienna przyjmująca następujące wartości: dla I kw. 2007 r. — 1 i pozostałych kwartałów — 0.

Dla pierwszego kwartału 2007 r. zaobserwowano specyficzne wartości liczby zatrudnionych. Tempo wzrostu zatrudnienia przyjmuje drugą co do wartości wielkość spośród pierwszych kwartałów w badanym okresie. Wzrost liczby zatrudnionych mógł być spowodowany działaniami ówczesnego rządu.

Najważniejszą zmienną przedstawioną w tym badaniu jest WK . Wyrażenie tej zmiennej jako relacji płacy minimalnej do płacy przeciętnej stanowi pewne uproszczenie współczynnika Kaitza, który w pełnej postaci *jest mierzony jako współczynnik nominalnej płacy minimalnej do przeciętnych zarobków na*

godzinę pracy ważonych przez stopień objęcia siły roboczej ochroną¹⁴. Wagi dla każdego ze współczynników stanowią udział zatrudnionych pracowników chronionych do całkowitego zatrudnienia w poszczególnych gałęziach.

WYNIKI I OMÓWIENIE BADAŃ

Dalszej analizie zostanie poddany model (2), który po wprowadzeniu zmiennych zero-jedynkowych okazał się istotny statystycznie, spełnia wszystkie założenia Gaussa-Markowa oraz charakteryzuje się bardzo dobrym dopasowaniem. Wszystkie oszacowania parametrów otrzymanego modelu posiadają znaki zgodne z oczekiwanymi. Po uwzględnieniu opóźnień estymacja została przeprowadzona z uwzględnieniem 47 obserwacji (1996:2 — 2007:4). Wynik estymacji modelu zatrudnienia jest następujący (w nawiasach podano statystyki *t*-Studenta)¹⁵:

$$\begin{aligned} \dot{L} = & 0,052 - 0,250 SL_{-4} + 0,184 \dot{Y}_{-4} - 0,150 \dot{W}_{-2} + \\ & \begin{matrix} (9,616) & (-9,459) & (7,246) & (-4,868) \end{matrix} \\ & + 5,433 \Delta WK - 6,583 \Delta WK^2 - 0,027 Z1 + 0,022 Z2 \\ & \begin{matrix} (4,391) & (-4,100) & (-5,117) & (2,999) \end{matrix} \end{aligned} \quad (2)$$

$$R^2 = 0,896 \quad R^2_{sk.} = 0,877 \quad BIC = 314,989$$

gdzie:

R^2 — współczynnik determinacji,

$R^2_{sk.}$ — skorygowany współczynnik determinacji,

BIC — kryterium bayesowskie Schwarza.

Wartość skorygowanego współczynnika determinacji wskazuje na bardzo dobre dopasowanie modelu. Pokazuje on, że 88% zmienności przyrostu logarytmu pracujących zostało objaśnione przez zmienne egzogeniczne występujące w tym modelu.

A oto wyniki testów statystycznych, które pozwoliły na zweryfikowanie klasycznych założeń.

Pierwszy test weryfikujący normalność rozkładu reszt wykorzystuje statystykę Jarque-Bera (H_0 — składnik losowy ma rozkład normalny). Otrzymany wynik pokazuje, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, czyli składnik losowy ma rozkład normalny.

Statystyka testu: Chi-kwadrat (2) = 0,345 z wartością $p = 0,8414$.

W kolejnym kroku zweryfikowano występowanie autokorelacji składnika losowego (test LM_{k-go} rzędu). Hipoteza zerowa wskazuje na brak autokorelacji tego składnika. Pierwszy test przeprowadzony został w celu sprawdzenia występowania autokorelacji pierwszego rzędu. Ze względu na użyte do estymacji modelu

¹⁴ C. Brown, C. Gilroy, A. Kohen (1982), s. 499 i 500.

¹⁵ Obliczenia wykonano za pomocą programu Gretl.

dane kwartalne przeprowadzono również test sprawdzający występowanie autokorelacji rzędu czwartego stopnia. W przypadku obu testów nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, więc autokorelacja składnika losowego nie występuje.

LM₁ — statystyka testu: LMF=0,604 z wartością $p=P(F(1,37)>0,604)=0,442$

LM₄ — statystyka testu: LMF=1,177 z wartością $p=P(F(4,31)>1,177)=0,340$

Następnie zweryfikowano występowanie heteroskedastyczności reszt (test White'a). Hipoteza zerowa mówi o braku zmienności wariancji resztowej. Również w przypadku tego testu nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

Statystyka testu: $TR^2=25,462$ z wartością $p=P(\text{Chi-Square}(23)>25,462)=0,327$.

Interpretacja oszacowań parametrów otrzymanego modelu jest następująca (przy założeniu *ceteris paribus*):

- jednopunktowy wzrost stopy inwestycji spowoduje spadek zmiennej endogenicznej o ok. 0,25%. Zmienna ta wpływa na zmienną objaśnianą z opóźnieniem o 4 okresy. Zwiększenie nakładów kapitałowych przyczynia się do spadku zatrudnienia, ale jego efekty będą widoczne po 4 kwartałach;
- parametr stojący przy $\dot{Y}_{-4}$ przyjmuje zgodnie z teorią ekonomii wartość dodatnią. Wynosi on w przybliżeniu 0,18, co oznacza, że przyrost PKB o 1% spowoduje przyrost liczby pracujących o ok. 0,18%;
- wzrost płacy przeciętnej o 1% spowoduje opóźniony o dwa kwartały spadek liczby pracujących o ok. 0,15%. Wynika to prawdopodobnie z tego, że pracodawcy przetrzymują pracowników, licząc na wzrost popytu. *Zwalnianie ludzi łączy się z ryzykiem, że nowi pracownicy nie będą równie efektywni, bierze się także pod uwagę dodatkowe koszty szkolenia itd. Stąd występuje zjawisko przechowywania pracowników (ang. labour hoarding), które wyjaśnia pewną inercję towarzyszącą zmianom w zatrudnieniu*¹⁶.
- zmienne zero-jedynkowe Z1 oraz Z2 przyjmują odpowiednio wartość -0,027 oraz 0,022. Oznacza to, że w IV kw. 1996 r. oraz w I kw. 1997 r. zatrudnienie zmniejszyło się o ok. 2,7%, natomiast w I kw. 2007 r. zwiększyło się o ok. 2,2%, niezależnie od zmian spowodowanych przez zmienne występujące w modelu.
- wynik oszacowania parametru kolejnej zmiennej, czyli przyrostu współczynnika Kaitza, jest niezbędny, aby odpowiedzieć na pytanie postawione w tezie opracowania, czyli jaki wpływ ma płaca minimalna na zatrudnienie (dokładniej na liczbę pracujących) oraz jaki jest optymalny poziom tego współczynnika. Wpływ ten opisuje funkcja postaci:

$$\dot{L} = 5,433\Delta WK_{-1} - 6,583\Delta WK^2_{-1}$$

¹⁶ W. Welfe, A. Welfe (2004), s. 69.

Na podstawie funkcji $\hat{L}$ możemy zapisać, że wpływ stosunku płacy minimalnej do płacy przeciętnej na zatrudnienie opisuje funkcja postaci¹⁷:

$$\hat{L} = e^{5,433\Delta WK - 1 - 6,583\Delta WK^2 - 1} \quad (3)$$

Funkcja osiąga swoje maksimum w punkcie, w którym WK wynosi 0,41. Przy takim poziomie współczynnika Kaitza, pracuje najwięcej osób, czyli najczęściej dochodzi do porozumienia między pracodawcami a pracownikami. Po przekroczeniu tej wartości zatrudnianie nowych pracowników nie przyczyni się do wzrostu zatrudnienia.

Wykres przedstawia funkcję (3) ograniczoną ze względu na rzeczywiste wartości, jakimi wyrażony jest stosunek płacy minimalnej do płacy przeciętnej (od 0,30 do 0,45). Jeśli współczynnik Kaitza przekroczy 41% płaca minimalna zacznie mieć negatywny wpływ na zatrudnienie. W Polsce od kilku lat nie przekroczył on wartości 0,38, jednak biorąc pod uwagę, że zgodnie z wspomnianą ustawą z 2005 r. płaca minimalna w 2011 r. ma osiągnąć poziom 50% przeciętnego wynagrodzenia, sytuacja ta może się bardzo szybko zmienić.

¹⁷ $\hat{L}$ można określić mianem mnożnika obrazującego wpływ współczynnika Kaitza na zatrudnienie.

Tablica 2 pokazuje przyrosty funkcji (3) obliczone dla poziomów udziału płacy minimalnej do płacy przeciętnej zaobserwowanych w badanym okresie. Badana funkcja charakteryzuje się tym, że przyrosty zatrudnienia wywołane zmianami współczynnika Kaitza, są coraz mniejsze w miarę zbliżania się do wartości 0,41. Od 1995 r. poziom udziału płacy minimalnej w płacy przeciętnej tylko raz przekroczył wartość 41% i tylko dla tej wartości spośród zaobserwowanych występuje spadek zatrudnienia.

TABL. 2. PRZYROSTY DLA FUNKCJI OBRAZUJĄCEJ NIELINIOWOŚĆ WSPÓŁCZYNNIKA KAITZA (wartości z próby)

<i>WK</i>	<i>L</i>	krańcowy przyrost w %
0,32	2,899	3,7
0,33	2,933	3,4
0,34	2,963	3,0
0,35	2,989	2,6
0,36	3,012	2,3
0,37	3,031	1,9
0,38	3,046	1,5
0,39	3,057	1,1
0,40	3,064	0,7
0,41	3,067	0,3
0,42	3,066	-0,1
0,43	3,061	-0,5
0,44	3,052	-0,9
0,45	3,039	-1,3

Ź r ó d ł o: jak przy tabl. 1.

Uzyskany wynik potwierdza hipotezę o nieliniowym wpływie współczynnika Kaitza na zatrudnienie. Wynika z niego, że zwiększanie wynagrodzenia minimalnego aż do wartości, przy której jego udział w wynagrodzeniu przeciętnym wyniesie 41%, jest korzystne, natomiast po przekroczeniu tej wartości zatrudnienie zacznie spadać. Pracodawcy będą mniej skłonni do zatrudniania nowych pracowników o niskich kwalifikacjach, którzy pracują za płacę minimalną lub zbliżoną do płacy minimalnej. Bardziej opłacalne stanie się zwiększenie wydajności pracy, poprzez nakłady kapitałowe, np. na usprawnienie maszyn, czy też zwiększanie wydajności etatowych pracowników poprzez dodatkowe szkolenia lub też poprzez pracę w nadgodzinach.

Zakończenie

Przeprowadzone badania empiryczne pozwalają wysunąć kilka wniosków. Wynika z nich m.in., że płaca minimalna ma istotny wpływ na relacje na rynku pracy. Uzyskane wyniki sugerują, że przy ustalaniu płacy minimalnej należy zachować pewną ostrożność, albowiem wpływ stosunku płacy minimalnej do płacy przeciętnej na zatrudnienie jest dwukierunkowy. Wzrost współczynnika Kaitza oddziaływać będzie negatywnie na poziom zatrudnienia tylko od pewnej wartości. Wyniki badań pozwoliły na stwierdzenie, przy jakich poziomach płacy

minimalnej w stosunku do płacy przeciętnej wynagrodzenie minimalne będzie miało pozytywny, a przy jakich negatywny wpływ na zatrudnienie. Pokazują one również, że siła, z jaką płaca minimalna działa na zatrudnienie powiązana jest ściśle ze zmianami płacy przeciętnej.

W ciągu ostatnich kilku lat współczynnik Kaitza nie przekroczył poziomu 0,38, a zatem jest to sytuacja korzystna. Podniesienie płacy minimalnej tak, aby jej udział w przeciętnym wynagrodzeniu nie przekroczył 41% spowodowałoby, że praca byłaby bardziej atrakcyjna dla osób o niskich kwalifikacjach, a jednocześnie koszty związane z zatrudnianiem nowych pracowników byłyby akceptowalne dla pracodawców. Negatywne skutki wzrostu współczynnika Kaitza będą zauważalne dopiero po przekroczeniu poziomu 0,41.

mgr Małgorzata Idczak — *BRE Bank S.A.*

LITERATURA

- Brown C., Gilroy C., Cohen A. (1982), *The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment*, „Journal of Economic Literature”, vol. 20
- Dąbrowski M. (1998), *Wpływ płacy minimalnej na zatrudnienie*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7
- Golnau W. (2007), *Znaczenie płacy minimalnej dla funkcjonowania rynku pracy*, Wydawnictwo Uniwersytetu Gdańskiego, Gdańsk
- Jacukowicz Z. (1992), *Płaca minimalna w Polsce i w innych krajach o gospodarce rynkowej*, Instytut Pracy i Spraw Socjalnych, Warszawa
- Kłós B. (2005), *Płaca minimalna w państwach członkowskich Unii Europejskiej*, Kancelaria Sejmu Biuro Studiów i Ekspertyz, Warszawa
- Kwiatkowski E. (2002), *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, PWN, Warszawa
- Machin S., Manning A. (1994), *The Effects of the Minimum Wage on Wage Dispersion and Employment: Evidence from the U. K. Wages Council*, Industrial and Labour Relations Review, vol. 47
- Milewski R. (red.) (2002), *Podstawy ekonomii*, PWN, Warszawa
- Neumark D., Wascher W. (2004), *Minimum wages, labor market institution, and youth employment: a crossnational analysis*, „Industrial and Labour Relations Review”, vol. 57
- Suchecky B. (1999), *Narzędzia kształtowania dochodu godziwego w Polsce*, [w:] Borkowska S. (red.), *Wynagrodzenie godziwe. Koncepcja i pomiar*, IPISS, Warszawa
- Welfe W., Welfe A. (2004), *Ekometria stosowana*, PWE, Warszawa

SUMMARY

The Author has attempted to empirically verify the non-linear (parabolic) effect relationship of the minimum wage to average wage, ie. Influence of the Kaitz factor on the size of employment in Poland. The purpose of the analysis is to estimate the optimum Kaitz ratio. The obtained result confirmed the hypothesis of non-linear impact Kaitz factor on employment. Necessity to maintain some caution in determining the minimum wage is indicated, because the impact of

minimum wage relative to average wage employment is bidirectional. The Kaitz factor growth affects negatively the level of employment only on a certain value. The results of the study allowed to show at what level of the minimum wage relative to average wage, the minimum wage has a positive effect and at what limits the size of employment.

РЕЗЮМЕ

В статье была сделана попытка эмпирической проверки нелинейного (параболического) влияния отношений минимальной и средней заработной платы, то есть так называемого коэффициента (показателя) Кайтца, на размер занятости в Польше. Целью анализа является оптимальная оценка коэффициента Кайтца.

Полученный результат подтвердил гипотезу о нелинейном воздействии коэффициента Кайтца на занятость. Статья указывает на то, что необходимым является поддержание определенной степени осторожности при определении минимальной заработной платы, так как влияние отношений минимальной и средней заработной платы на занятость имеет характер двух направлений. Рост коэффициента Кайтца отрицательно воздействует на уровень занятости только от определенной величины. Результаты обследования позволили показать, при каком уровне отношения минимальной и средней заработной платы, минимальное вознаграждение влияет положительно, а при каком размере ограничивает занятость.