



# INE PAN Working Paper Series

Paper number 38

## Dynamika płac a długotrwałe bezrobocie w polskiej gospodarce

Krzysztof Bartosik, Jerzy Mycielski

Warsaw, December 2015

[wp@inepan.waw.pl](mailto:wp@inepan.waw.pl)

Krzysztof Bartosik\*

Jerzy Mycielski\*\*

## Dynamika płac a długotrwałe bezrobocie w polskiej gospodarce

### Streszczenie

Celem niniejszej pracy jest zbadanie, czy w polskiej gospodarce występuje związek między wahaniami w dynamice płac nominalnych i poziomie bezrobocia długotrwałego? Czy zmianami w strukturze bezrobocia można wytłumaczyć silne spowolnienie tempa wzrostu płac w czasie światowego kryzysu finansowego? Aby odpowiedzieć na postawione pytania najpierw oszacowano za pomocą metody najmniejszych kwadratów płacową krzywą Phillipsa na danych kwartalnych dla lat 1996-2014. Następnie uzyskane parametry wykorzystano do oszacowania wpływu zmiennych objaśniających na średnią wynikową w wyodrębnionych podokresach. Wyniki potwierdzają, że krótkotrwałe i długotrwałe bezrobocie wywierały odmienny wpływ na dynamikę płac nominalnych. Występowała odwrotna zależność między krótkotrwałym bezrobociem a dynamiką wynagrodzeń, natomiast wielkość długotrwałego bezrobocia nie miała większego znaczenia. Ponadto, badanie wskazuje, iż bezrobocie jest tylko jedną z determinant; ważne są także zmiany w inflacji i wydajność pracy. Po drugie, z analizy wynika, iż do spowolnienia dynamiki polskich wynagrodzeń nominalnych w czasie światowego kryzysu finansowego przyczyniło się kilka czynników – względnie wysoki poziom bezrobocia krótkotrwałego, niska inflacja oraz obniżenie tempa wzrostu wydajności pracy.

**Słowa kluczowe:** bezrobocie długotrwałe, wynagrodzenia, krzywa Phillipsa, histereza bezrobocia

Kody JEL: E24, J24, J31, J64

### 1. Wstęp

Celem niniejszej pracy jest wyjaśnienie, czy obserwowane w ostatnich dwóch dekadach zmiany tempa wzrostu płac w polskiej gospodarce miały związek z wahaniami długotrwałego bezrobocia. W latach 1996-2014 płace rosły relatywnie szybko, kiedy bezrobocie spadało i rosły relatywnie wolno, kiedy bezrobocie się zwiększało. Co jest ciekawe silnemu wzrostowi bezrobocia (z 10 do 21%) na przełomie wieków towarzyszyło wysokie przeciętne tempo wzrostu wynagrodzeń nominalnych (8%) i realnych (2,9%). Natomiast względnie małemu (z 7 do 10-11%) wzrostowi bezrobocia podczas światowego kryzysu finansowego towarzyszyło niskie przeciętne tempo wzrostu płac nominalnych (4,4%) i realnych (1,5%)<sup>1</sup>. Pojawia się pytanie: dlaczego w warunkach prawie dwa razy lepszej sytuacji na rynku pracy płace rosły dwa razy wolniej?

Teoria ekonomii wskazuje, że na dynamikę płac wpływa nie tylko wielkość bezrobocia, lecz i jego struktura. Zgodnie modelem histerezy bezrobocia im więcej jest długotrwałe bezrobotnych, tym mniejsza jest presja na wzrost płac, ponieważ w wyniku erozji kapitału ludzkiego część osób traci swoje kwalifikacje i uszczupla podaż pracy. Z drugiej strony model

---

\* Instytut Nauk Ekonomicznych PAN.

\*\* Wydział Nauk Ekonomicznych UW.

<sup>1</sup> Warto odnotować, że po raz pierwszy od wielu lat były dwa kwartały, w których spadła siła nabywczą płac.

płacy progowej sugeruje, że długotrwałe bezrobocie również może obniżać żądania płacowe, ponieważ wraz z wydłużaniem się czasu pozostawania bez pracy zmniejszają się oczekiwania płacowe.

W analizowanym okresie zmieniał się odsetek długotrwałe bezrobotnych (pozostających bez pracy dłużej niż rok). Na przełomie wieków wynosił przeciętnie około 43% bezrobotnych ogółem, podczas bumu poakcesyjnego 47%, natomiast w czasie światowego kryzysu finansowego 32%. To z kolei prowadzi do pytania: czy występuje związek między wahaniami w poziomie długotrwałego bezrobocia a dynamiką płac. Czy w warunkach relatywnie lepszej sytuacji na rynku pracy płace rosły wolniej, ponieważ niższe było długotrwałe bezrobocie?

Należy przy tym zauważyć, iż jednocześnie zaszły zmiany sprzyjające rotacji pracowników i ograniczające ryzyko długotrwałego bezrobocia. Znacząco zwiększyła się liczebność zatrudnionych na czas określony, których można łatwiej zwolnić niż etatowych. Na przełomie wieków stanowili oni 5-6% najemnych pracowników, a pod koniec dekady już 27%.

W polskiej literaturze przedmiotu jest wiele opracowań poświęconych bezrobociu długotrwałemu. Na ogół skupiają się one na przyczynach oraz sposobach zapobiegania, ostatnimi laty m.in.: Gajderowicz et al. (2012), Magda et al. (2012), Śliwicki (2013), Bronk et al. (2014). Wyjątkiem są natomiast prace analizujące związek między długotrwałym bezrobociem a płacami. Według rozeznania autorów próbę taką podjęli Kwiatkowski, Kucharski (2009) i Majchrowska (2014). Jest to zatem problem jeszcze słabo zbadany, a wart rozpoznania ze względu na znaczenie płac dla poziomu życia, sytuacji makroekonomicznej i konkurencyjności przedsiębiorstw.

Niniejszy tekst składa się z pięciu części. W drugiej zaprezentowano teoretyczne podstawy rozważań. Krótko wyjaśniono, jak ewoluowała płacowa krzywa Phillipsa oraz przedstawiono związek między dynamiką płac a czasem pozostawania bez pracy na gruncie histerezy bezrobocia i modelu płacy progowej. W trzeciej części omówiono wyniki badań innych autorów nad wpływem bezrobocia na płace w Polsce. Kolejna część zawiera badanie własne. Sprecyzowano w niej pojęcie bezrobocie długotrwałe oraz przedstawiono zmiany w bezrobociu i wynagrodzeniach w Polsce w ostatnich dwóch dekadach. Następnie zbadano zależność między dynamiką wynagrodzeń a zmianami w strukturze bezrobocia za pomocą modelu ekonometrycznego odwołującego się do płacowej krzywej Phillipsa. Całość kończy podsumowanie.

## **2. Podstawy teoretyczne**

Celem tej części jest przedstawienie teorii wyjaśniających związek między dynamiką płac a bezrobociem i jego strukturą. Stanowi ona punkt wyjścia do empirycznej analizy w dalszej części pracy. Teoretyczną podstawą analizy jest krzywa Phillipsa, histereza bezrobocia i model płacy progowej. Zgodnie z krzywą Phillipsa występuje odwrotna zależność między stopą bezrobocia a dynamiką płac. Według hipotezy histerezy bezrobocia długotrwałe bezrobocie zmniejsza efektywną podaż pracy i sprzyja wzrostowi płac. Natomiast według modelu płacy progowej długi czas pozostawania bez pracy obniża oczekiwania płacowe bezrobotnych i dynamikę płac.

## 2.1. Dynamika płac a stopa bezrobocia

A.W. Phillips (1958) sformułował hipotezę o odwrotnej zależności między stopą wzrostu nominalnych wynagrodzeń a poziomem bezrobocia<sup>2</sup>. W późniejszym czasie P. A. Samuelson i R. Solow (1960) sformułowali hipotezę o związku między tempem inflacji a bezrobociem. W rezultacie krzywą Phillipsa wykorzystuje się jako narzędzie do analizy związku między bezrobociem a inflacją płac oraz inflacją cenową. Phillips (1958) powiązał bezrobocie ze zmianami w płacach nominalnych:

$$w_t - w_{t-1} = \alpha - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdzie:  $w$  – logarytm płacy nominalnej,  $u$  – stopa bezrobocia,  $t$  – okres,  $\alpha$ ,  $\beta$ , – nieznanne parametry,  $\varepsilon$  – składnik losowy.

Dekadę później Friedman (1968) wprowadził pojęcie naturalnej stopy bezrobocia, uwzględnił oczekiwania płacowe oraz inflacyjne i powiązał bezrobocie ze stopą wzrostu płac realnych (a dokładniej z oczekiwanymi płac realnych):

$$(w_t - p_t^E) = \alpha + (w_{t-1} - p_{t-1}) - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

gdzie:  $p$  – logarytm poziomu cen,  $p^E$  – logarytm oczekiwanego poziomu cen.

Według Phillipsa (1958, s. 283) i Friedmana (1968, s. 8) bezrobocie świadczy o relacji popytu i podaży na rynku pracy. Wysokie świadczy o nadwyżce podaży ograniczającej wzrost płac, a niskie o nadwyżce popytu przyspieszającej wzrost płac.

Zakładając zachowania adaptacyjne, że stopa inflacji oczekiwanej w danym okresie jest równa stopie inflacji w poprzednim okresie ( $p_t^E - p_{t-1} = p_{t-1} - p_{t-2}$ ), wówczas równanie (2) można przekształcić do postaci:

$$\Delta w_t = \alpha + \Delta p_{t-1} - \beta u_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdzie:  $\Delta$  – zmiana.

W tym ujęciu stopa wzrostu płac nominalnych ( $\Delta w_t$ ) jest rosnącą funkcją inflacji w poprzednim okresie ( $\Delta p_{t-1}$ ) oraz malejącą funkcją stopy bezrobocia ( $U_t$ ).

Wysokie i uporczywe bezrobocie w krajach uprzemysłowionych w latach 70. XX w. przyczyniły się do modyfikacji krzywej Phillipsa. Pojawiła się teoria bezrobocia równowagi. Najpierw obejmującej stopę bezrobocia naturalnego, później NAIRU i NAWRU<sup>3</sup>. Teoria ta implikuje wniosek, że dla dynamiki płac ważna jest nie tylko wielkość bezrobocia, lecz i jego struktura. Relatywnie wysokie bezrobocie równowagi i związane z tym niedopasowania strukturalne na rynku pracy, niedobór pracowników o kwalifikacjach pożądanym przez pracodawców, zmniejszają podaż pracy i wzmagają presję płacową i cenową.

---

<sup>2</sup> Wskazał jednocześnie – o czym się rzadko pamięta – iż taka zależność występuje również między stopą wzrostu płac a tempem zmian bezrobocia. Jak również, że zależność ta jest zakłócana przez różne czynniki: wzrost cen dóbr importowanych, działania związków zawodowych i konfederacje pracodawców, terytorialne zróżnicowanie bezrobocia, indeksację płac, politykę płacową państwa.

<sup>3</sup> Szerzej o stopie bezrobocia równowagi i ewolucji tej koncepcji pisze Kwiatkowski (2002, s. 140-154).

Wpływ czynnika strukturalnego wyraża tzw. luka bezrobocia, czyli różnica między rzeczywistą stopą bezrobocia i stopą równowagi ( $u_t - u_t^N$ ). Przyjmuje się, że istnieje pewien poziom bezrobocia równowagi (nieprzyspieszający wzrostu cen lub płac), jeśli rzeczywiste bezrobocie jest wyższe od niego, wówczas słabną żądania płacowe i presja inflacyjna. W odwrotnej sytuacji wzmagają się żądania płacowe i presja inflacyjna. Innymi słowy, jak to ujął Elmeskov (1993, s. 94), stopa wzrostu płac nominalnych jest odwrotnie proporcjonalna do luki bezrobocia:

$$\Delta w_t = -\beta(u_t - u_t^N) + \varepsilon_t \quad (4)$$

gdzie:  $u^N$  – stopa bezrobocia równowagi (NAWRU).

Inną modyfikacją było uwzględnienie szoków podaźowych. Według Gordona (1982) inflacja zależy nie tylko od jej dynamiki w poprzednim okresie i luki bezrobocia, lecz i od różnego rodzaju szoków podaźowych, jak zmiany w wydajności pracy<sup>4</sup>. W wersji płacowej<sup>5</sup> (zob. Gordon 1999, s. 7-12) przyjmuje ona postać:

$$\Delta w_t = \alpha(L)\Delta w_{t-1} - \beta(L)(u_t - u_t^N) + \gamma(L)Z_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

lub

$$\Delta w_t = \alpha(L)\Delta w_{t-1} - \delta(L)p_{t-1} - \beta(L)(u_t - u_t^N) + \gamma(L)Z_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

gdzie:  $N^u$  – stopa bezrobocia równowagi (NAIRU),  $Z$  – zestaw dodatkowych zmiennych o charakterze podaźowym,  $\alpha(L)$ ,  $\beta(L)$ ,  $\gamma(L)$ ,  $\delta(L)$  – wielomiany operatorów opóźnień.

W latach 90. XX wieku do modyfikacji krzywej Phillipsa przyczyniło się pojawienie krzywej płac (*wage curve*). Próbowano „pogodzić” krzywą Phillipsa zakładającą odwrotną zależność między bezrobociem i dynamiką płac z krzywą płac zakładającą odwrotną zależność między bezrobociem i poziomem płac. Blanchard, Katz (1999) wyprowadzili taką „zgodną” krzywą Phillipsa:

$$(w_t - w_{t-1}) = \alpha + (p_t^E - p_{t-1}) - \gamma(w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}) + \gamma\Delta y_t + \beta u_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

gdzie:  $y$  – wydajność pracy.

W tej postaci krzywa Phillipsa uwzględnia – oprócz bezrobocia i inflacji – wpływ krótkookresowych zmian w wydajności pracy ( $\Delta y$ ) oraz długookresowej relacji (*error corection term*) między płacą realną a wydajnością pracy ( $w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}$ ). Co jest ważne w kontekście niniejszych badań krzywa ta uwzględnia *implicite* wpływ płacy progowej na dynamikę wynagrodzeń<sup>6</sup>.

<sup>4</sup> W przypadku inflacji cenowej wymienia takie czynniki, jak: zmiany w cenach towarów importowanych, cenach nośników energii i żywności, produktywność pracy.

<sup>5</sup> Dokładniej chodzi o stopę wzrostu trendu jednostkowych kosztów pracy, czyli stopę wzrostu płac nominalnych skorygowaną o stopę trendu przyrost wydajności pracy (Gordon 1999, s. 10-11).

<sup>6</sup> Blanchard i Katz (1999) przyjmują, że płaca progowa zależy od dochodów uzyskiwanych przez bezrobotnych z zasiłków i pracy w sektorze nieformalnym. A te zależą od wcześniejszych wynagrodzeń oraz wydajności pracy w gospodarce i uwzględniają te czynniki wyprowadzając krzywą Phillipsa.

Płacowa krzywa Phillipsa ewoluowała i uwzględniała coraz większą liczbę determinant płac. Współczesne modele uwzględniają strukturę bezrobocia, inercję cenową i płacową oraz szoki o charakterze podażowym. Krzywa Phillipsa uwzględniająca bezrobocie równowagi, zwana również nowokeynesowską, jest przede wszystkim wykorzystywana do szacowania nieobserwowalnych NAIRU i NAWRU, które mają istotne znaczenie dla polityki monetarnej. Rzadkie są natomiast przypadki (Gordon 2013, Llaudes 2005) wykorzystywania jej do oceny wpływu bezrobocia krótko i długotrwałego na inflację i płace.

## 2.2. Dynamika płac a czas trwania bezrobocia

Teoria ekonomii wskazuje, że związek między czasem pozostawania bez pracy a presją płacową jest niejednoznaczny. Zgodnie z histerezą bezrobocia, a dokładniej hipotezą o erozji kapitału ludzkiego będącą jej składową, długotrwałe bezrobocie wzmaga wzrost płac. Natomiast w myśl modelu płacy progowej (najniższej, którą jest w stanie zaakceptować osoba szukająca pracy) ogranicza wzrost płac.

Erozja kapitału ludzkiego postępująca wraz z trwaniem bezrobocia wzmaga wzrost płac, ponieważ ogranicza efektywną podaż pracy. Osoby o długim stażu bezrobocia nie są w stanie efektywnie konkurować o pracę z krótkotrwałymi bezrobotnymi i zatrudnionymi. Z jednej strony, pozostawanie przez dłuższy czas bez pracy prowadzi do deprecjacji kapitału ludzkiego<sup>7</sup>, efektu zniechęcenia, mniejszej intensywności poszukiwania pracy i dezaktywizacji zawodowej. Z drugiej – długotrwałe bezrobotni są mniej pożądanymi przez pracodawców, ponieważ utracili część swoich kwalifikacji. Albo ujmując inaczej: wzrost długotrwałego bezrobocia podnosi stopę bezrobocia równowagi i zmniejsza lukę bezrobocia (różnicę między rzeczywistą stopą bezrobocia i stopą bezrobocia równowagi). A jak wcześniej zauważono (zob. wzór 4) dynamika płac jest odwrotną funkcją luki bezrobocia i jej zmniejszenie prowadzi do wzrostu płac. Możliwa jest zatem sytuacja, iż przy tym samym poziomie bezrobocia jest różna dynamika płac w zależności od struktury bezrobocia. W warunkach wysokiego bezrobocia może występować silna lub słaba presja płacowa w zależności od wielkości długotrwałego bezrobocia.

Inny wniosek implikuje model płacy progowej wywodzący się z teorii poszukiwań. Są dwa warianty tego modelu. Pierwszy, zakłada stałą płacę progową. Drugi, przyjmuje że w miarę wydłużania się czasu poszukiwania pracy obniża się płaca progowa i aspiracje płacowe poszukujących. *De facto* oznacza to, że osoby z długim stażem bezrobocia są w stanie zaakceptować niższe wynagrodzenia niż krótkotrwałe bezrobotni. Tym samym długotrwałe bezrobocie ogranicza presję płacową (Kwiatkowski, 2002, s. 167-169).

Empiryczne badania nie rozstrzygają teoretycznej kontrowersji jakie znaczenie ma czas pozostawania bez pracy dla płac. Pierwszą hipotezę potwierdza analiza Llaudesa (2005) pokazująca, iż w ostatnich 2-3 dekadach XX w. w krajach OECD (19) bezrobotni długotrwaliby wywierali słaby, acz zróżnicowany w poszczególnych krajach, wpływ na płace i inflację. Wspierają ją również badania Gordona (2013). Wynika z nich, że w USA w ostatnich 3 dekadach krótkotrwałe bezrobotni wywierali silniejszy wpływ na płace i inflację niż długotrwałe

---

<sup>7</sup> Erozja kapitału ludzkiego może następować z trzech powodów. Po pierwsze, wraz z wydłużaniem się czasu pozostawania bez pracy bezrobotni tracą swoją wiedzę i umiejętności. Maleje więc ich wartość jako pracowników dla potencjalnych pracodawców. Po drugie, we współczesnej gospodarce postęp technologiczny jest bardzo dynamiczny. Może się więc okazać, że umiejętności bezrobotnych zdezaktualizowały się. Po trzecie, w odniesieniu do absolwentów, dłuższy czas pozostawania bez pracy prowadzi do utraty wiedzy zdobytej w szkole i uniemożliwia rozwój umiejętności zawodowych (Kwiatkowski, Rogut, Roszkowska 2009, s. 183).

bezrobotni. Potwierdzeniem drugiej hipotezy są analizy dowodzące, że pracownicy będący wcześniej długotrwale bezrobotnymi zarabiają mniej niż krótkotrwale bezrobotni i osoby, które nie straciły pracy. Występowanie takiej zależności w USA potwierdzają badania Addisona i Portugala (1989) oraz Coopera (2013). Z kolei badania Addisona, Machado i Portugala (2010) pokazują, że w krajach UE (15) elastyczność płacy progowej względem czasu trwania bezrobocia jest ujemna, lecz bardzo słaba. Według rozeznania autorów w przypadku polskiego rynku pracy problem ten nie jest jeszcze dobrze rozpoznany<sup>8</sup>. Wyjątkiem są badania ankietowe NBP (2011, s. 35), które wskazują, że długość trwania bezrobocia nieznacznie zmniejsza oczekiwania bezrobotnych<sup>9</sup> i tym samym nie ma większego znaczenia dla kształtowania się płac.

### 3. Przegląd badań

Celem niniejszej części jest prezentacja wyników dotychczasowych badań nad wpływem bezrobocia na wynagrodzenia w polskiej gospodarce. Przegląd ten stanowi punkt odniesienia do oceny wyników uzyskanych w badaniach własnych. W polskiej literaturze przedmiotu, która jest obszerna, można wyodrębnić trzy grupy badań: Pierwsza analizuje związek między bezrobociem a wysokością lub dynamiką wynagrodzeń. Druga analizuje poziom stopy bezrobocia równowagi i pośrednio – przez jej odniesienie do rzeczywistego bezrobocia – dostarcza informacji o wpływie struktury bezrobocia na wynagrodzenia. I wreszcie trzecia grupa, najmniej liczna, to próby określenia wpływu bezrobocia długotrwałego na wynagrodzenia<sup>10</sup>.

Pierwsza grupa badań (Majsterek, Welfe 2010, s. 696, Leszkiewicz-Kędzior, Welfe 2013, s. 101, Rogut 2007, s. 31-32, Roszkowska 2013, s. 19) potwierdza, po pierwsze, występowanie odwrotnej zależności między bezrobociem a poziomem (lub dynamiką) wynagrodzeń. Wysokie bezrobocie zwiększa konkurencję o wolne i istniejące miejsca pracy i ogranicza żądania płacowe. Po drugie, pokazuje, że bezrobocie jest tylko jedną z determinant (niekiedy dość słabą) kształtującą wynagrodzenia, oprócz niego ważne są jeszcze inne czynniki, takie jak wydajność pracy czy rentowność przedsiębiorstw.

W przypadku drugiej grupy badań, nad bezrobociem równowagi (NAIRU i NAWRU), szacunki stopy bezrobocia równowagi na podstawie napływów i odpływów bezrobocia<sup>11</sup> (Socha i Sztanderska 2002, s. 155, Kucharski 2009, s. 88-89) wskazują, że w drugiej połowie lat 90. i na przełomie wieków luka bezrobocia była dodatnia, co oznacza że w tym czasie struktura

---

<sup>8</sup> Kubiak (2011) jako jeden z niewielu analizuje determinanty oczekiwań płacowych bezrobotnych, lecz nie bierze pod uwagę czasu pozostawania bez pracy.

<sup>9</sup> Przyjmując godziny czas dojazdu do pracy w 2010 r. oczekiwania płacowe osób pozostających bez pracy więcej niż 12 miesięcy były mniejsze o 1,2% niż osób pozostających bez pracy od 6-12 miesięcy i 2,5% niż u osób pozostających bez niej dłużej niż 6 miesięcy.

<sup>10</sup> Z wynikami badań w innych krajach czytelnik może się zapoznać u Levera (1995, s. 270). W latach 70. i 80. XX wieku w przypadku gospodarek uprzemysłowionych było one niejednoznaczne.

<sup>11</sup> Stopa bezrobocia równowagi jest nieobserwowalna, stąd w literaturze przedmiotu wykształciło się kilka sposobów jej szacowania. Różnią się podstawami teoretycznymi oraz wykorzystywanymi metodami ekonometrycznymi. Ze względu na podstawy teoretyczne można wyróżnić sposoby szacowania oparte na: przepływach siły roboczej, krzywej Phillipsa, krzywej Beveridge'a, szacunkach produkcji potencjalnej, krzywej płac (zob. Kaczorowski, Kucharski, Myślińska 2009; Budnik 2008).

W polskiej literaturze przedmiotu dominują dwie metody szacowania stopy bezrobocia równowagi – oparta na napływach i odpływach z bezrobocia oraz bazująca na różnych wersjach krzywej Phillipsa. Początkowo wykorzystywano przede wszystkim pierwszą z nich, później zaczęła się rozwijać druga. Ewolucja ta wydaje się mieć związek z dostępnością danych. Wyliczenia bazujące na krzywej Phillipsa wykorzystują bardziej zaawansowane metody ekonometryczne i wymagają dłuższych szeregów czasowych, a te w przypadku gospodarki transformującej się pojawiły się wraz z upływem lat.

bezrobocia było czynnikiem ograniczającym wzrost płac. Natomiast szacunki stopy bezrobocia równowagi oparte na krzywej Phillipsa (zob. tabela 1) wskazują, że luka bezrobocia zmieniała się w czasie. Była ujemna w czasach dobrej koniunktury w drugiej połowie lat 90. XX wieku oraz w okresie poakcesyjnym, kiedy był relatywnie szybki wzrost płac w polskiej gospodarce. Sugeruje to, iż zmiany w strukturze bezrobocia wpływały na dynamikę płac.

Tabela 1. Stopa bezrobocia równowagi a rzeczywista stopa bezrobocia. Przegląd badań opartych na krzywej Phillipsa

Autorzy	Stopa bezrobocia równowagi		
		wyższa od rzeczywistej	niższa do rzeczywistej
Socha, Wojciechowski (2004, s. 12)	NAIRU	1996-1999	1999-2001
Arendta (2005, s. 17)	NAIRU	1996-1998	1999-2003
Leszkiewicz-Kędzior, Welfe (2013)	NAWRU	2004-2008	1991-2003
Leszkiewicz-Kędzior, Welfe (2013)	NAIRU	1995-2000(2001); 2006-2008	2000(2001)-2005
Roszkowska (2013, s. 32)	NAIRU	1997-1999; 2006-2009,	2000-2005; 2010-2011
Budnik (2008)	NAWRU	1995-1998	1999-2005

Źródło: Opracowanie własne.

W skład trzeciej grupy wchodzi badania bezpośrednio zajmujące się oddziaływaniem bezrobocia długookresowego na wynagrodzenia. Kwiatkowski i Kucharski (2009) pośrednio potwierdzają hipotezę, że długotrwale bezrobotni wywierają słabą presję na wzrost płac. Ich analiza stóp odpływów z bezrobocia do zatrudnienia w 2005 r. pokazuje, że wraz z wydłużaniem się czasu bezrobocia maleje szansa znalezienia pracy. A to oznacza, iż nie są równorzędnymi konkurentami w walce o miejsca pracy z krótkookresowymi bezrobotnymi i pracującymi, tym samym wywierają mniejszą presję na wzrost płac. Majchrowska (2014) odwołując się do krzywej płac wskazuje, że tempo wzrostu płac realnych jest wyższe w województwach, w których jest wyższe długotrwałe bezrobocie.

Uzyskiwane wyniki różnią się w zależności od użytej metody i próby badawczej. Niemniej wskazują, że zarówno wielkość jak i struktura bezrobocia mają znaczenie dla kształtowania się wynagrodzeń w polskiej gospodarce.

#### 4. Analiza empiryczna

Celem poniższej części jest zbadanie związku między zmianami w dynamice wynagrodzeń nominalnych i poziomie bezrobocia długotrwałego w Polsce. Próba odpowiedzi na pytanie: Czy zmiany w czasowej strukturze bezrobocia kształtowały dynamikę płac? Aby uzyskać odpowiedź najpierw przedstawiono trendy w dynamice płace i bezrobociu. Później zbadano związek między tymi zmiennymi estymując płacowe krzywe Phillipsa za pomocą regresji. Następnie uzyskane parametry wykorzystano do oszacowania wpływu zmiennych objaśniających na średnią wynikową w wyodrębnionych podokresach.

##### 4.1. Dane

W niniejszej pracy wykorzystano kwartalne dane o bezrobociu i zatrudnieniu zawarte w *Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności w Polsce w latach 1995-2010. Korekta danych*, NBP, 2014 oraz w *Kwartalnych informacjach o rynku pracy – różne lata*. Dane o wynagrodzeniach, inflacji i dynamice PKB pozyskano z *Zatrudnienie i wynagrodzenia w gospodarce narodowej – różne lata*, dane z tabel *Kwartalne wskaźniki makroekonomiczne* dostępnych na stronie



internetowej GUS ([www.stat.gov.pl](http://www.stat.gov.pl)), w tym dane archiwalne publikowane w poprzednich latach. Dynamikę wydajności pracy oszacowano jako różnicę między dynamiką PKB i dynamiką zatrudnienia. Warto przypomnieć, że brakuje danych BAEL dla II i III kwartału 1999 r., ponieważ nie przeprowadzono wówczas badań. Ważne jest również, że dane dotyczące struktury bezrobocia ze względu na czas poszukiwania pracy są nie w pełni porównywalne, ze względu na zmiany metodologiczne wprowadzone w 2008 roku<sup>12</sup>.

W analizie ekonometrycznej poziom płacy realnej oraz wielkość produktu na zatrudnionego uzyskano na podstawie danych kwartalnych metodą nawiązań łańcuchowych. Niemożliwe jest jednak uzyskanie w ten sposób tych wielkości w wyrażeniu złotówkowym a jedynie w relacji do wartości początkowej. Nie ma to jednak większego znaczenia, ponieważ w modelu używane są logarytmy zmiennych a zatem przyjęte jednostki wpływają jedynie na wielkość wyestymowanej stałej w modelu. Brakujące obserwacje dla bezrobocia i liczby zatrudnionych dla 2 i 3 kwartału 1999 uzupełniono metodą interpolacji.

W analizowanym okresie wyodrębniono trzy podokresy: „spowolnienie na przełomie wieków” obejmuje czas od III kw. 1998 r. do I kw. 2004 r., „ożywienie poakcesyjne” to okres od II kw. 2004 r. do II kw. 2008 r., zaś „światowy kryzys finansowy”, to czas od III kw. 2008 r. do IV. kw. 2013 roku. Poszczególne fazy wzrostów i spadków bezrobocia były związane z takimi wydarzeniami, jak wejście do Unii Europejskiej i światowy kryzys finansowy. Ponieważ w pracy analizowany jest związek między bezrobociem a płacami, jako granice przyjmowano te kwartały, w których bezrobocie zaczynało rosnąć lub spadać.

Krótko i długotrwale bezrobotnych identyfikuje się na podstawie czasu pozostawania bez pracy. W niniejszym tekście za krótkotrwale bezrobotnych uznaje się osoby pozostające bez pracy nie więcej niż 12 miesięcy, a za długotrwale bezrobotnych osoby pozostające bez pracy więcej niż 12 miesięcy. Jest to tzw. kryterium urzędów pracy, powszechnie stosowane w UE oraz w Polsce, w USA cezurą jest 26 tygodni. Dla porządku należy dodać, że w Polsce stosuje się jeszcze kryterium ustawowe, według którego do długotrwale bezrobotnych zalicza się osoby pozostające bez pracy 12 miesięcy w ciągu ostatnich 2 lat, z wyłączeniem okresów odbywania stażu i przygotowania zawodowego osób dorosłych<sup>13</sup>.

## **4.2. Bezrobocie i wynagrodzenia**

### **4.2.1. Wynagrodzenia**

W latach 1997-2014 dynamikę polskich wynagrodzeń nominalnych i realnych cechował spadkowy trend oraz wrażliwość na wahania koniunktury – przyspieszona dynamika w czasie ożywienia gospodarczego i spowolniona w czasie osłabienia aktywności gospodarczej. W analizowanym okresie płace nominalne rosły w średnim kwartalnym tempie 7,3%, natomiast realne w tempie 2,8%. W tym czasie tempo nominalne obniżyło się z 20,5% do 3,5%, zaś realne z blisko 5%, do prawie 0% w 2012 r., by w kolejnych latach w wyniku procesów dezinfacyjnych

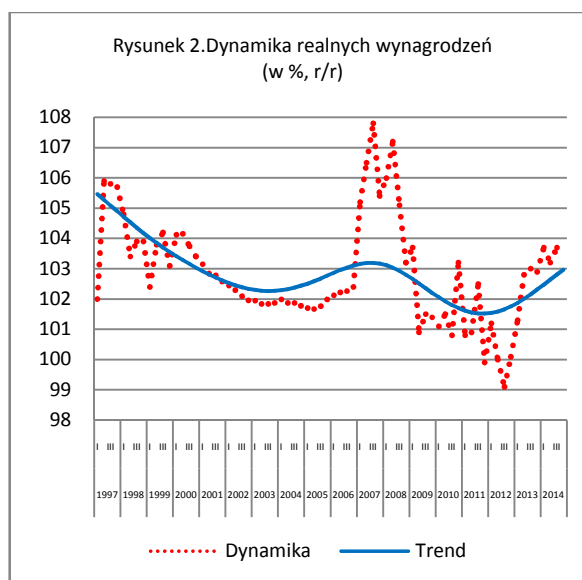
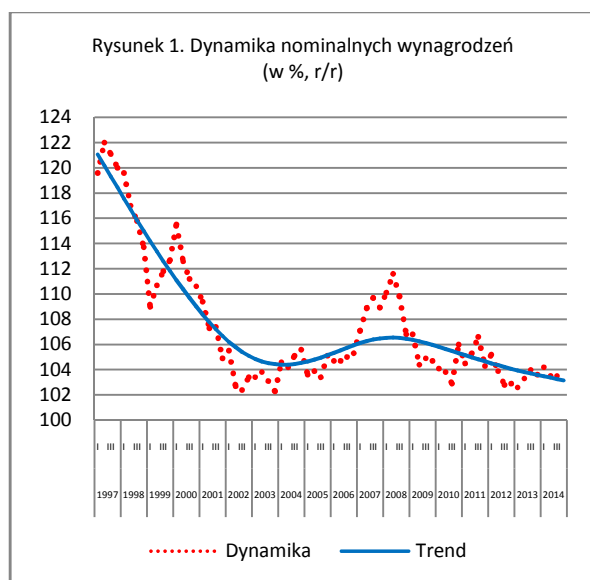
---

<sup>12</sup> Od I kwartału 2008 r. czas poszukiwania pracy liczony jest od momentu zakończenia przerwy w poszukiwaniu pracy, o ile wystąpiła i trwała co najmniej 4 tygodnie (*Kwartalna informacja o rynku pracy II kw. 2008 r.*, s. 7.).

<sup>13</sup> Za przyjęciem kryterium urzędów pracy przemawia dostępność danych. Statystyki na temat osób pozostających bez pracy więcej niż 12 miesięcy są publikowane od 1993 r., natomiast statystyki o pozostających bez pracy 12 miesięcy w ciągu ostatnich dwóch lat są publikowane od 2005 roku. Od wejścia w życie Ustawy o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, obowiązująca od 1 VI 2004 r. (Dz. U. z 2004 r. Nr 99, poz. 1001, z późniejszymi zmianami).

i deflacyjnych odbić do 2,5-3,5%. Na spadkową tendencję tempa wzrostu płac wskazuje także trend wyznaczony za pomocą filtra Hodricka-Prescotta (zob. rysunek 1 i 2).

Spadkową tendencję przeplatały fazy szybszego i wolniejszego wzrostu, które były zbieżne z wahaniami w dynamice PKB i w poziomie bezrobocia. Płace nominalne rosły najszybciej (8%) podczas spowolnienia gospodarczego na przełomie wieków, kiedy bezrobocie utrzymywało się na rekordowo wysokim poziomie. W tym czasie relatywnie wysoka była również stopa wzrostu płac realnych (2,9%). W okresie ożywienia poakcesyjnego, od wejścia do UE do światowego kryzysu finansowego, kiedy gospodarka przyspieszyła i silnie obniżyło się bezrobocie, tempo wzrostu płac nominalnych obniżyło się (6,5%), zaś tempo wzrostu płac realnych zwiększyło (3,6%). Najwolniej rosły płace nominalne (4,4%) i realne (1,5%) w czasie światowego kryzysu finansowego. Szczególnie wyróżnił się okres 2010-2012, w tym czasie stopa wzrostu płac nominalnych wynosiła 4,4% a inflacja utrzymywała się na poziomie 3,5%, co oznaczało wzrost płac realnych w tempie 0,9%. Prawie trzy razy wolniejszy niż w całym analizowanym okresie i cztery razy wolniejszy niż po akcesji. Nastąpiło silne dostosowania płac realnych świadczące o ich elastyczności<sup>14</sup>.



Uwaga: Trend wyznaczony za pomocą filtra Hodricka-Prescotta, przy  $\lambda = 1600$ .

Źródło: dane GUS i obliczenia własne.

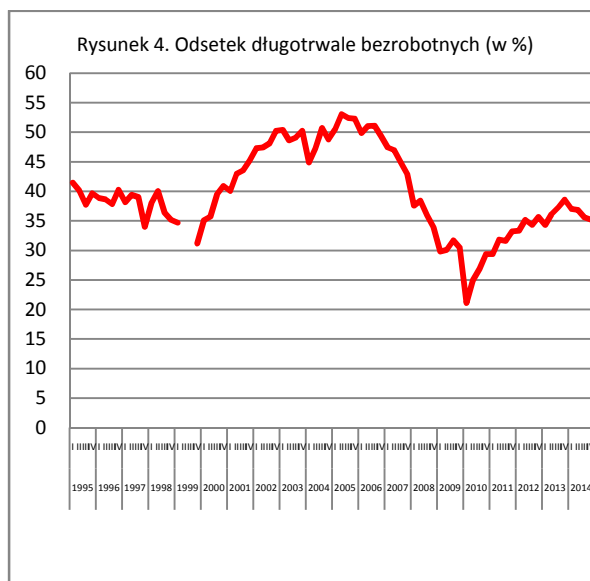
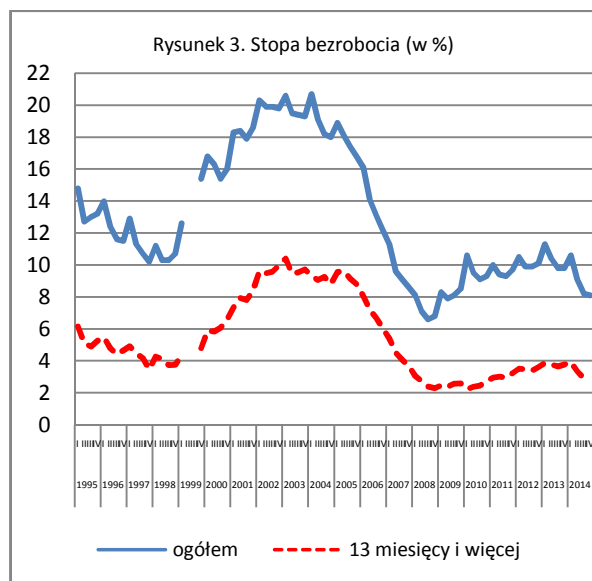
#### 4.2.2. Poziom i struktura bezrobocia

W ciągu ostatniego ćwierćwiecza polskie bezrobocie utrzymywało się na wysokim poziomie i podlegało fluktuacjom. Średnia stopa bezrobocia (wg BAEL) w latach 1996-2014 wynosiła 13%, jej maksymalna wartość 20,7% a minimalna 6,6%. W tym czasie wystąpiły dwie fale bezrobocia. Pierwsza była związana z kryzysem rosyjskim, kryzysem dot.com i „chłodzeniem” gospodarki. Stopa bezrobocia zwiększyła się z 10% w połowie 1998 r. do 20% w 2002 r. i utrzymywała się na tym wysokim poziomie do wejścia do UE w 2004 roku. W okresie poakcesyjnym sytuacja na rynku pracy znacząco się poprawiła. Stopa bezrobocia obniżyła się do 6,6% w połowie 2008 r.

<sup>14</sup> Elastyczność jest rozumiana jako stopień lub tempo w jakim płace realne dostosowują się do zmian na rynku pracy. Płace realne są elastyczne w dół, jeśli nominalne płace są wrażliwe na pogarszającą się sytuację na rynku pracy i niewrażliwe na inflację, co prowadzi do spadku siły nabywczej lub spowolnienia jej wzrostu.

Podczas drugiej fali, wywołanej światowym kryzysem finansowym, stopa bezrobocia zwiększyła się do ponad 10% na początku 2010 roku i oscylowała wokół tego poziomu w kolejnych latach.

W ślad za bezrobociem ogółem podążało, z pewnym opóźnieniem, bezrobocie długotrwałe (zob. rysunek 3). Podczas spowolnienia gospodarczego na przełomie wieków jego stopa wzrosła z około 4% do 9-10% i utrzymywała się na tym poziomie prawie do końca 2005 roku. W czasie ożywienia poakcesyjnego silnie spadła do około 2,5% w 2008 r. i utrzymywała się na tym poziomie do końca 2010 roku. Następnie w latach 2011-2013 stopa bezrobocia długotrwałego zwiększyła się do prawie 4%.



Źródło: BAEL i obliczenia własne.

Podobnie zachowywał się odsetek długotrwałe bezrobotnych (zob. rysunek 4). W latach 1998-2002 zwiększył się z około 35% do 50% i utrzymywał na tym wysokim poziomie aż do końca 2006 roku. Aby następnie w końcu 2007 r., jeszcze przed zmianą sposobu identyfikacji bezrobotnych długotrwałych, spaść do 43%<sup>15</sup>. Natomiast podczas światowego kryzysu finansowego udział długotrwałe bezrobotnych był znacznie mniejszy. W latach 2010-2012, kiedy była najniższa dynamika wynagrodzeń, średnia wynosiła 31,6% a minimum 21%.

Ważna jest struktura długotrwałego bezrobocia. Z danych Urzędów Pracy<sup>16</sup> wynika m.in., że znaczący odsetek długotrwałe bezrobotnych, to osoby pozostające bez pracy co najmniej dwa lata. W latach 1997-2008 w czasie dobrej koniunktury sięgał on 70%, w czasie złej był w okolicach 50%. Niezależnie do koniunktury w tym samym czasie większość długotrwałe bezrobotnych stanowiły kobiety, było to przeciętnie około 64% długotrwałe bezrobotnych. Może to oznaczać, że rzeczywiste bezrobocie było mniejsze, ponieważ część z tych osób była zniechęcona do poszukiwania pracy, zajmowała się prowadzeniem gospodarstwa domowego ewentualnie pracowała w szarej strefie.

Z powyższych danych widać, że poziom i struktura polskiego bezrobocia zmieniały się wraz z koniunkturą gospodarczą. Przy czym, co jest ważne, bezrobocie ogółem i długotrwałe

<sup>15</sup> Według Kwiatkowskiego i Kucharskiego (2013) spadek liczby długotrwałe bezrobotnych w czasie poprawy koniunktury (2004-2008) mógł mieć związek z występującą w tym czasie emigracją zarobkową.

<sup>16</sup> <http://www.mpips.gov.pl/analizy-i-raporty/raporty-sprawozdania/rynek-pracy/ezrobotnipozostajcybezpracypowyzej12miesicyodmomentuzarejestrowaniasiorazdugotrwałebezrobotni/lata-1993-2008/> (dostęp 08.12.2015 r.).

podczas światowego kryzysu finansowego było prawie dwa razy niższe niż podczas spowolnienia gospodarczego na przełomie wieków.

### 4.3. Zależność między bezrobociem a dynamiką płac. Analiza ekonometryczna

#### 4.3.1. Postać modelu

W celu weryfikacji hipotezy o zależności między dynamiką nominalnych wynagrodzeń a czasową strukturą bezrobocia oszacowano krzywą Phillipsa w wersji zaproponowanej przez Blancharda i Katza (1999). Przy czym, zgodnie z rozważaniami w części teoretycznej, model ten rozbudowujemy dopuszczając inny wpływ na dynamikę płac bezrobocia długo i krótkoterminowego, zdekomponowaliśmy stopę bezrobocia na krótko i długookresową:

$$\Delta w_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta p_{t-1} - \alpha_2 (wr_{t-1} - y_{t-1}) + \alpha_3 \Delta y_t - \alpha_4 u_{ST} + \alpha_5 u_{LT} + \varepsilon_t \quad (8)$$

gdzie:  $w$  – płaca nominalna,  $p$  – poziom cen,  $wr$  – płaca realna,  $y$  – wydajność pracy,  $u_{ST}$  – bezrobocie krótkotrwałe,  $u_{LT}$  – bezrobocie długotrwałe,  $\Delta$  – zmian (dynamika),  $t$  – okres,  $\varepsilon$  – składnik losowy. Wszystkie zmienne wyrażone są w logarytmach.

Zakładamy, że oczekiwania inflacyjne są adaptacyjne, zatem:

$$p_t^e - p_{t-1} = p_{t-1} - p_{t-2} = \Delta p_{t-1} \quad (9)$$

Forma równania (8) sugeruje, że występuje mechanizm korekty błędem. Po lewej stronie mamy zmianę logarytmu płacy a po prawej:

$$w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1} = wr_{t-1} - y_{t-1} = \ln \left( \frac{wr_{t-1}}{y_{t-1}} \right) \quad (10)$$

Jeśli w gospodarce istnieje tendencja do utrzymywania się stałej relacji między płacą realną a produktywnością ( $wr_{t-1} - y_{t-1} = w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1} \approx const$ ) to współczynnik  $\alpha_2$  stojący przed tym wyrażeniem w równaniu (9) powinien znajdować się w przedziale  $(-2,0)$ . Jeśli jest on równy zeru, wówczas relacja między płacami realnymi i produktywnością nie ma, w długim okresie, tendencji do utrzymywania się na stałym poziomie.

Jeśli założymy, że zmienne  $w_t$ ,  $p_t$ ,  $y_t$  są  $I(1)$  a  $(wr_{t-1} - y_{t-1})$  jest  $I(0)$ , to relacja między  $w_t$ ,  $p_t$ ,  $y_t$  dana równaniem (10) jest relacją kointegrującą. Równanie wygląda bardzo podobnie jak standardowy mechanizm korekty błędem jednak z pewnymi istotnymi różnicami. W równaniu tym bowiem pojawiają się także nieopóźnione stacjonarne zmienne  $u_{ST}$  i  $u_{LT}$  oraz nieopóźnione pierwsze różnice zmiennej  $y_t$ .

Jeśli założymy, że wszystkie zmienne pojawiające się w równaniu (8) są stacjonarne, to Metoda Najmniejszych Kwadratów (MNK) powinna dać zgodne oszacowania parametrów tego równania. Uzyskane w ten sposób oszacowania równania (8) znajdują się w tabeli (2). Ponieważ uzyskane równanie charakteryzuje się silną autokorelacją błędów losowych, na co wskazuje istotny wynik testu Breuscha-Godfrey'a (11,115 wartość  $p = 0,000$ ), więc odchylenia

standardowe oszacowań parametrów zostały policzone przy użyciu odpornego na autokorelację estymatora macierzy wariancji-kowariancji Newey'a-Westa<sup>17</sup>.

### 4.3.2 Uzyskane wyniki

Wyniki regresji MNK znajdują się w kolumnie (1) tabeli (2). Oszacowane parametry wskazują, że wielkość i struktura bezrobocia, inflacja i wydajność pracy wywierały statystycznie istotny wpływ na dynamikę wynagrodzeń nominalnych w Polsce w latach 1996-2014.

Ujemny i statystycznie istotny parametr przed bezrobociem krótkotrwałym wskazują, że jego wzrost ograniczał dynamikę płac nominalnych. Z szacunków wynika, że podwyższenie stopy bezrobocia krótkotrwałego o 1 procent powodowało spadek tempa wzrostu wynagrodzeń nominalnych o około 1,1 procenta. Parametr przed bezrobociem długotrwałym również był ujemny, lecz – co jest ważne – statystycznie nieistotny. Wynik ten implikuje pewną sprzeczność. Z jednej strony wskazuje, że wbrew temu co sugeruje hipoteza erozji kapitału ludzkiego, wielkość bezrobocia długotrwałego nie ma znaczenia dla dynamiki płac nominalnych. Z drugiej, że mają takie znaczenie wahania krótkotrwałego bezrobocia. Możliwa jest zatem sytuacja, że jednocześnie spada bezrobocie krótkotrwałe i rośnie długotrwałe (w wyniku przepływu), co zwiększa dynamikę płac. Prowadzi to do wniosku, że długotrwałe bezrobotni mają podobny wpływ na kształtowanie się płac, jak nieaktywni zawodowo. Najprawdopodobniej wynika to ze struktury długotrwałego bezrobocia. Jego znaczącą część stanowiły osoby pozostające bez pracy co najmniej dwa lata (50-70%) i kobiety (około 60-70%). Niemniej, uzyskane wyniki potwierdzają hipotezę, że bezrobocie krótkotrwałe i długotrwałe wywierają odmienny wpływ na dynamikę płac.

Istotny statystycznie, i ujemny trend wskazuje, że istnieje pewna niewielka tendencja do słabnięcia poziomu roszczeń płacowych, być może wynikające ze zwiększenia się liczby pracowników czasowych, którzy mają słabą pozycję przetargową wobec pracodawców, bądź słabnącej pozycji związków zawodowych.

Potwierdzono również, że ważnymi determinantami były inne czynniki niż bezrobocie – inflacja i wydajność pracy. Rosnące ceny i poprawa wydajności pracy przyspieszały tempo wzrostu płac nominalnych. Parametry oszacowane dla inflacji opóźnionej są istotne statystycznie i przyjmują wartość około 0,6. W przypadku wzrostu wydajności pracy parametr jest statystycznie istotny i przyjmuje wartości około 0,48

Parametr przy czynniku ( $wr_{t-1} - y_{t-1}$ ) okazał się ujemny i nieistotny statystycznie, co sugeruje, że nie ma stałej długookresowej relacji między wysokością płac realnych i produktywnością pracy. Blanchard i Katz (1999) wskazują, że podobny wynik wychodzi dla Stanów Zjednoczonych i sugerują, że może być to związane z mniejszą, w krajach UE, rolą związków zawodowych w negocjacjach płacowych.

---

<sup>17</sup> Do policzenia estymatora wariancji Newey-Westa a także do policzenia użytych w dalszej części artykułu estymatorów FM-OLS użyto procedur STATY opisanych w artykule Wanga i Wu (2012).

Tabela 2.  
Modele regresji płacowej krzywej Phillipsa

Zmienna objaśniająca	Zmienna objaśniana $\Delta w$					
	MNK (HAC)	LR IV-2MNK	FM-OLS (1)	LR FM-OLS (2)	IV-2MNK	FM-OLS (2)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\Delta w_{(t-1)}$					0,548*** (4,992)	0,449***/** (9,677) (2,318)
$\Delta w_{(t-2)}$						0,087* (1,836) (0,440)
$\Delta p_{(t-1)}$	0,604*** (6,385)	0,468** (2,463)	0,628***/** (10,454) (5,686)	0,522***/* (8,175) (1,958)	0,211* (1,849)	0,242***/ (5,858) (1,403)
$w_{(t-1)}-p_{(t-1)}$				-0,436***/ (-6,112) (-1,464)		-0,202***/* (-7,486) (-1,793)
$y_{(t-1)}$				0,216***/ (3,994) (0,956)		0,100***/ (4,383) (1,050)
$wr_{(t-1)}-y_{(t-1)}$	-0,140 (-1,488)	-0,257* (-1,729)	-0,132***/ (-2,755) (-1,498)		-0,116* (-1,889)	
$u_{ST(t)}$	-1,090*** (-6,665)	-1,591*** (-2,799)	-1,084***/** (-9,111) (-4,956)	-1,478***/** (-9,531) (-2,283)	-0,608** (-2,000)	-0,685***/** (-10,395) (-2,490)
$u_{ST(t-1)}$					-0,112 (-0,455)	
$u_{lt(t)}$	-0,282 (-1,502)	-0,162 (-0,343)	-0,253*/ (-1,932) (-1,051)	-0,268 (-1,477) (-0,354)	0,233 (0,355)	-0,097 (-1,456) (-0,349)
$u_{LT(t-1)}$					-0,306 (-0,551)	
$\Delta y_{(t)}$	0,479*** (4,256)	0,897*** (3,207)	0,499***/** (7,005) (3,810)	0,931***/* (6,972) (1,670)	0,406*** (3,859)	0,432***/** (11,504) (2,755)
trend	-0,001*** (-3,722)	-0,001** (-2,502)	-0,001***/** (-6,737) (-3,665)	0,000 (0,730) (0,175)	-0,001** (-2,254)	0,000 (0,753) (0,180)
stała	0,326*** (5,021)		0,140***/** (12,223) (6,649)		0,154*** (2,746)	0,071***/ (6,864) (1,644)
N	72	70	71	71	70	71
R <sup>2</sup>	0,933		0,885		0,940	0,879
RMSE	0,012		0,016		0,010	0,017
LRSE			0,009			0,004

Uwaga: W nawiasach podane wielkości statystyk z; W przypadku estymacji metodą FM-OLS na górze podana konserwatywna wartość statystyki, na dole liberalna; \* p=0,1, \*\* p=0,05, \*\*\* p=0,01, w przypadku FM-OLS na pierwszym miejscu wynik testu konserwatywnego, na drugim liberalnego

Źródło: obliczenia własne na podstawie skorygowanych danych BAEL przez NBP i danych kwartalnych GUS.

Uzyskane parametry (MNK (HAC)) wykorzystano do oszacowania wpływu poszczególnych zmiennych na średnią wynikową w wyodrębnionych podokresach, kiedy

bezrobocie rośnie bądź spadało. Tabela (3) pokazuje jak zmieniała się wartość zmiennych objaśniających w tych okresach. Wynika z niej, że wraz z upływem czasu zmniejszała się wartość wszystkich zmiennych objaśniających, lecz zmienne pozytywnie wpływające na dynamikę wynagrodzeń bardziej zmniejszyły się niż wpływające negatywnie. W porównaniu do przełomu wieków w czasie światowego kryzysu finansowego przeciętna stopa wzrostu wydajności pracy była niższa o 57%, stopa inflacji o 44%, zaś stopa krótkookresowego bezrobocia, czynnika negatywnie wpływającego na płace, była niższa o 35%. Zmniejszyły się zatem dwie zmienne pozytywnie wpływające na dynamikę nominalnych wynagrodzeń.

Tabela 3.  
Średnia wielkość zmiennych w analizowanym okresie

Okres	Zmienna					
	$\Delta w_t$	$wr_{(t-1)-y_{t-1}}$	$\Delta p_{(t-1)}$	$\Delta y_{(t)}$	$u_{LT(t)}$	$u_{ST(t)}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1998 III kw. - 2004 I kw.	0,076	-0,119	0,057	0,049	0,073	0,098
2004 II kw. - 2008-III kw.	0,063	-0,179	0,025	0,028	0,066	0,069
2008 IV kw. - 2013 IV kw.	0,043	-0,148	0,032	0,021	0,030	0,064

Źródło: obliczenia własne na podstawie skorygowanych danych BAEL przez NBP i danych kwartalnych GUS.

Tabela 4.  
Wpływ zmiennych objaśniających na średnią wynikową

Okres	Zmienna						
	$\alpha \Delta p_{(t-1)}$	$\alpha \Delta [wr_{(t-1)} - y_{(t-1)}]$	$\alpha \Delta y_{(t)}$	$\alpha u_{LT(t)}$	$\alpha u_{ST(t)}$	stała + $\alpha$ trend	dopasowane $\Delta w_{(t)}$
	1	2	3	4	5	6	7
1998 III kw - 2004 I kw	0,035	0,017	0,024	-0,019	-0,098	0,120	0,077
2004 II kw - 2008 III kw	0,015	0,025	0,013	-0,017	-0,070	0,095	0,061
2008 IV kw - 2013 IV kw	0,019	0,021	0,010	-0,008	-0,065	0,071	0,049

Uwaga: Oznaczenie  $\alpha$ \*zmienna oznacza oszacowany współczynnik w modelu razy średnia wielkość zmiennej  $\Delta w$  (stopy wzrostu płacy nominalnej) w analizowanym okresie.

Źródło: obliczenia własne na podstawie skorygowanych danych BAEL przez NBP i danych kwartalnych GUS.

Tabela (4) pokazuje wpływ poszczególnych zmiennych objaśniających na zmienną wynikową, natomiast tabela (5), jak zmieniała się kontrybucja poszczególnych czynników do stopy wzrostu płac nominalnych w wyodrębnionych podokresach. Wynika z niej, że w czasie kryzysu finansowego w stosunku do spowolnienia na przełomie wieków zmniejszała się kontrybucja czynników wpływających pozytywnie (inflacja, wydajność pracy), zaś bezrobocie krótkotrwałe – czynnik oddziałujący negatywnie zwiększyło swoją kontrybucję. Stopniowo zwiększała się także kontrybucja czynnika długookresowego – zrównującego wydajność pracy z realnym wynagrodzeniem. Można więc powiedzieć, iż silniejszy spadek czynników o charakterze pozytywnym niż negatywnym spowodował, że zmniejszyła się dynamika płac nominalnych.

Tabela 5.  
Kontrybucja zmiennych objaśniających do stopy wzrostu płacy nominalnej (w%)

Okres	Zmienna						
	$\alpha^* \Delta p_{(t-1)}$	$\alpha^* \Delta [wr_{(t-1)} - y_{(t-1)}]$	$\alpha^* \Delta y_{(t)}$	$\alpha^* u_{LT(t)}$	$\alpha^* u_{ST(t)}$	stała + $\alpha$ trend	dopasowane $\Delta w_{(t)}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
1998 III kw - 2004 I kw	45,2	21,6	30,7	-25,1	-128,2	155,8	100
2004 II kw - 2008 III kw	24,5	41,0	21,7	-28,1	-113,9	154,8	100
2008 IV kw - 2013 IV kw	39,9	42,7	20,7	-16,3	-133,5	146,4	100

Źródło: obliczenia własne na podstawie skorygowanych danych BAEL przez NBP i danych kwartalnych GUS.

### 4.3.3 Analiza wrażliwości uzyskanych wyników

#### 4.3.2.1 Stacjonarność zmiennych

Ważnym problemem związanym z oszacowanym powyżej równaniem jest arbitralność założeń dotyczących stopnia integracji zmiennych pojawiających się w modelu. W przypadku bazowej metody estymacji założyliśmy, że wszystkie zmienne w modelu są stacjonarne. Niestety w przypadku Polski i dla analizowanego okresu czasu, praktycznie żadna ze zmiennych pojawiających się w modelu nie jest w sposób bezsporny stacjonarna. Istnienie pierwiastka jednostkowego weryfikowano wieloma testami. Począwszy od testu ADF, poprzez test Phillipsa-Perrona, test DFGLS, test HEGY zastosowany do badania istnienia pierwiastka jednostkowego dla częstotliwości zerowej, oraz test KPSS. Ich wyniki umieszczono w tabeli (2A) w aneksie. Wskazują one, że właściwie dla wszystkich zmiennych modelu istnieją przesłanki, sugerujące niestacjonarność. Jedyną zmienną, dla której zdecydowanie przeważają wyniki sugerujące stacjonarność zmienne  $\Delta y_t$  (wzrost produktywności) i , dla której hipoteza o stacjonarności nie jest odrzucana przez test KPSS a hipoteza o niestacjonarności jest odrzucana na poziomie istotności 5% jedynie przez test DFGLS. Wyniki te odbiegają od wyników uzyskiwanych dla gospodarek rozwiniętych, jednak być może na skutek ciągle zachodzących przemian w gospodarce Polskiej, rzeczywiście analizowane zmienne zachowują się w *przybliżeniu* tak, jak zmienne niestacjonarne. W takim przypadku, jakkolwiek same oszacowania są poprawne, to jednak przeprowadzone przez nas wnioskowanie statystyczne może być niepoprawne z racji na występowanie problemu regresji pozornej wynikające z błędnego oszacowania macierzy wariancji kowariancji.

Po to by sprawdzić, czy na uzyskane wnioski nie wpływa poziom integracji zmiennych oszacowaliśmy powtórnie równanie (8) przy użyciu Całkowicie Zmodyfikowanej Metody Najmniejszych Kwadratów (*Fully Modified Ordinary Least Squares – FM-OLS*). Metoda tę, zgodnie z wynikami uzyskanymi przez Phillipsa (1995) można użyć do przeprowadzenia wnioskowania statystycznego dotyczącego parametrów równania oszacowanego na zmiennych  $I(1)$ . Jeśli wszystkie zmienne umieszczone w modelu są rzeczywiście  $I(1)$  i model reprezentuje zależność kointegrującą to uzyskane za pomocą FM-OLS statystyki z można użyć do testowania hipotez o istotności poszczególnych współczynników. Oszacowania uzyskane w ten sposób znajdują się w kolumnie FM-OLS (1) Tabeli 1<sup>18</sup>. Wyniki te wskazują, że nawet w przypadku, gdy wszystkie zmienne w szacowanym modelu są  $I(1)$  uzyskane wnioski nie ulegają praktycznie większym zmianom. Interesującą różnicą w stosunku do wyników uzyskanych za pomocą MNK jest uzyskana ujemnego i istotnego statystycznie (konserwatywnej wartości statystyki  $z$ ) oszacowania dla parametru przy zmiennej ( $wr_{t-1} - y_{t-1}$ ). Sugeruje to zgodnie z analizą Blancharda i Katza (1999), że istnieje tendencja do utrzymywania się stałej relacji między płacą realną a produktem *per capita*, która to tendencja charakterystyczna jest dla krajów UE, ale nie dla USA. Test na stacjonarność reszt z tego modelu oszacowane MNK przeprowadzony za pomocą ADF wskazuje, że reszty są niestacjonarne (Tabela 2A), jednak hipoteza o niestacjonarności reszt jest odrzucana (a zatem przyjmowana jest hipoteza o kointegracji

---

<sup>18</sup> Przy szacowaniu wszystkich modeli metodą FM-OLS oraz przy szacowaniu macierzy odpornej na autokorelację macierzy wariancji kowariancji (HAC), zastosowano jądro Bartletta z szerokością okna równą 20 okresom.



między zmienną zależną a zmiennymi niezależnymi), jeśli przetestujemy ją za pomocą testu Phillipsa-Perrona.

W bardziej złożonym przypadku w szacowanym równaniu występują zarówno zmienne  $I(0)$  jak i  $I(1)$  i część zmiennych objaśniających w szacowanym równaniu jest ze sobą potencjalnie skointegrowana. Wobec niepewności dotyczącej rzędu integracji zmiennych przypadku tego nie możemy wykluczyć. Korzystamy więc z Twierdzenia 4.5 udowodnionego przez Phillipsa (1995), które pozwala wyznaczyć liberalną i konserwatywną wartość statystyk  $z$ . Przez wartość konserwatywną testu rozumiemy taką wartość, która przy danej wartości krytycznej, odrzuca hipotezę zerową zbyt często w stosunku do założonego poziomu istotności. Podobnie liberalna wartość statystyki testowej to taka wartość, która odrzuca hipotezę zerową zbyt rzadko. Pewną komplikacją związaną ze stosowaniem tych statystyk jest dodatkowe założenie, że błędy losowe są nieskorelowane. Założenie to jest w przypadku bazowej postaci naszego modelu niespełnione. Rozwiązaniem tego problemu jest wstawienie do modelu opóźnionych zmiennych zależnych. Zaletą tego podejścia jest możliwość przetestowania poprawności ograniczeń dotyczących relacji między płacą realną a wydajnością. Zgodnie z postacią równania (8) współczynniki przy zmiennych  $w_{t-1}$  i  $y_{t-1}$  powinny różnić się jedynie znakami. Oszacowany model jest modelem autoregresyjnym, znajdujące się w nim współczynniki przy zmiennych niezależnych mają interpretacje mnożników krótkookresowych. Aby uzyskać współczynniki o podobnej interpretacji do tych, które oszacowano za pomocą MNK wyliczono, dla oszacowań uzyskanych za pomocą estymatora FM-OLS, mnożniki długookresowe<sup>19</sup>. Oszacowania mnożników krótkookresowych znajdują się w kolumnie FM-OLS (2) tabeli (2) a oszacowania mnożników długookresowych w kolumnie LR FM-OLS (2). W obu przypadkach podano także konserwatywne i liberalne wartości statystyki  $z$ .

W szacowanym modelu nie narzucono założenia o przeciwnych znakach przy zmiennych  $(w_{t-1} - p_{t-1})$  (płaca realna) i  $y_{t-1}$ . Uzyskane oszacowania mnożników długookresowych w tym modelu oraz wielkości obu statystyk  $z$  znajdują się w kolumnie LR FM-OLS (2). Sugerują one, że nawet w przypadku, gdy część zmiennych w modelu jest  $I(0)$  a część  $I(1)$ , wyniki dotyczące wpływu bezrobocia krótkoterminowego pozostają niezmienione. W przypadku bezrobocia długoterminowego oszacowany parametr staje się ujemny, choć znacznie mniejszy niż w przypadku parametru oszacowanego dla bezrobocia krótkoterminowego. Istotność oszacowanego parametru zależy przy tym od tego, co założymy na temat stopnia integracji zmiennych. W przypadku  $(w_{t-1} - p_{t-1})$  i  $y_{t-1}$  znaki przy parametrach są zgodnie z teorią jednak hipoteza o tym, że parametry te mają te same wartości bezwzględne jest odrzucana zarówno przez konserwatywną jak i liberalną wersję statystyki Walda.

### 5.3.2.2 Identyfikacja i egzogeniczność zmiennych objaśniających

Zgodnie z analizą zaprezentowaną w artykule Blancharda i Katza (1999) równanie (8) jest strukturalnym (odwróconym) równaniem podaży pracy (*supplyside wage equation*). Wyjaśnia ono przy jakim poziomie bezrobocia krótko i długookresowego, siła robocza podejmie pracę za daną płacę nominalną. Równanie to można intuicyjnie rozumieć jako równanie roszczeń płacowych. Po to, by domknąć model rynku pracy należałoby wyjaśnić w jaki sposób wyznaczają

---

<sup>19</sup>Mnożniki długookresowe wyliczono stosując standardowy wzór stosowany w przypadku modeli autoregresyjnych  $\beta_{i,LR} = \frac{\sum_{j=0}^k \beta_{i,j}}{1 - \sum_{i=1}^k \alpha_i}$ , gdzie  $\beta_{i,j}$  jest parametrem przy  $j$ -tym opóźnieniu  $i$ -tej zmiennej niezależnej a  $\alpha_i$  jest parametrem przy  $i$ -tym opóźnieniu zmiennej zależnej. Błędy standardowe i wielkości statystyk  $z$  uzyskano metodą delta.

płace pracodawcy (strona popytowa) oraz wyjaśnić w jaki sposób kształtowane jest bezrobocie długoterminowe. Szacowany przez nas model jest w istocie modelem cząstkowym, pomijającym wpływ czynników podażowych na zaobserwowany stan równowagi. Zignorowanie pozostałych równań modelu może doprowadzić do błędnych oszacowań z powodu niewłaściwej identyfikacji równania roszczeń płacowych oraz błędów w oszacowaniach wynikających z endogeniczności zmiennych objaśniających. Zgodnie z logiką modelu potencjalnie endogenicznymi zmiennymi znajdującymi się w modelu jest wysokość bezrobocia krótko i długoterminowego.

Blanchard i Katz (1999) sugerują, że równanie dla płacy modelowanej od strony popytowej powinno być funkcją produktywności oraz zmiennych wpływających na zdolność firm do wypłacania wynagrodzeń. Po to by równanie podaży pracy było dobrze zidentyfikowane ważne jest by część zmiennych egzogenicznych z równania popytu nie wchodziło do równania podaży pracy. Uznaliśmy, że takimi zmiennymi może być indeks cen produkcji przemysłowej, indeks cen importu i eksportu oraz rentowność przedsiębiorstw. Uwzględnione indeksy cen stanowią przybliżenie czynników przychodowych i kosztowych wpływających na sytuację firm, podczas gdy rentowność wpływa bezpośrednio na możliwość podwyżek płac. Szacując równanie podaży pracy zakładamy, że wśród czynników wpływających na wysokość roszczeń płacowych znajduje się jedynie indeks cen konsumpcyjnych i nie wpływa na nie poziom rentowności firm.

W przypadku równania determinującego wysokość bezrobocia długoterminowego, wydaje się zasadne założenie, że jest ono funkcją płacy, wysokości tego rodzaju bezrobocia w poprzednich okresach, oraz wysokości bezrobocia krótkoterminowego. Identyfikację równania płac od strony podażowej zapewnia w tym przypadku założenie, że na roszczenia płacowe wpływa bezrobocie długoterminowe w obecnym okresie, ale nie w okresach poprzednich.

Przy powyższych założeniach dotyczących pominiętych równań można oszacować równanie roszczeń płacowych wykorzystując metodę zmiennych instrumentalnych. Zastosowanymi instrumentami będzie opóźnienie zmiennej zależnej, wartości oraz pierwsze opóźnienia zmiennych egzogenicznych ( $\Delta p_{t-1}$ ,  $\Delta y_t$ ,  $w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1}$ ), oraz wartości i pierwsze opóźnienia logarytmów indeksów cen produkcji przemysłowej, eksportu i importu ( $\Delta p_t^p$ ,  $\Delta p_t^{imp}$ ,  $\Delta p_t^{eksp}$ ) oraz logarytm wskaźnika rentowności obrotu netto. By pozbyć się autokorelacji, w modelu uwzględniono opóźnioną wartość zmiennej zależnej.

Problem ewentualnej niestacjonarności zmiennych został rozwiązany zgodnie z metodologią SDM (*structural dynamic model*) zaproponowanej przez Hsiao i Wang (2007). Polega ona na dodaniu do modelu szacowanego 2MNK nieistotnych opóźnień w liczbie odpowiadającej ewentualnemu rzędowi integracji zmiennych (*lag augmentation*). Z powodu niedostatecznej liczby obserwacji takie nieistotne opóźnienia wprowadzono tylko dla zmiennych  $u_{ST}$  i  $u_{LT}$ . By zapewnić porównywalność współczynników względem regresji przeprowadzonej MNK, podobnie jak w przypadku estymatorów FM-OLS, wyliczono mnożniki długookresowe. W Tabeli 2 znajdują się uzyskane w ten sposób oszacowania współczynników uzyskane metodą dwustopniowego MNK (2SLS).

Uzyskane oszacowania wpływu bezrobocia długo i krótkoterminowego na wysokość płac nie różnią się znacząco od tych uzyskanych na bazie standardowego MNK. Sugeruje to, że problem endogeniczności zmiennych objaśniających nie ma istotnego wpływu na wyniki modelu. Rzeczywiście, wynik testu Hausmana-Wu na egzogeniczność zmiennych objaśniających nie pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej. Z drugiej strony, wynik testu Sargana na poprawność instrumentów nie pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej o tym, że zastosowane instrumenty są poprawne. Należy jednak zaznaczyć, że wiarygodność przeprowadzonej analizy osłabia to, że można na podstawie wielkości statystyki najmniejszej wartości własnej na poziomie 1.08 (Stock i Yago, 2005), uznać zastosowane w estymacji za słabe, co w małej próbie

może prowadzić do znacznego obciążenia oszacowań parametrów i wielkości statystyk testowych.

## 5. Podsumowanie

Celem niniejszej pracy było zbadanie, czy w polskiej gospodarce występuje związek między wahaniami w dynamice wynagrodzeń i w poziomie bezrobocia długotrwałego. Teoria nie daje jednoznacznej odpowiedzi na to pytanie, aczkolwiek dość powszechny jest pogląd, iż zmiany w liczebności długotrwałe bezrobotnych kształtują efektywną podaż pracy i w ten sposób wpływają na dynamikę wynagrodzeń. Aby odpowiedzieć na postawione pytanie oszacowano za pomocą metody najmniejszych kwadratów płacową krzywą Phillipsa na danych kwartalnych dla lat 1996-2014.

Szacowanie równania zagregowanego płac było znacznie utrudnione ze względu na problem z ustaleniem poziomu integracji zmiennych. Częściowym rozwiązaniem problemu było zastosowanie estymatora FM-OLS i przeanalizowanie istotności zmiennych przy różnych wariantach założeń dotyczących poziomu integracji. Przy użyciu zaproponowanych przez Phillipsa (1995) konserwatywnych i liberalnych wartości krytycznych ustalono, że niezależnie od stopnia integracji użytych zmiennych, postać równania płac zaproponowana przez Blancharda i Katza (1999) wydaje się dobrze sprawdzać na danych polskich. Jak się wydaje, problem endogeniczności zmiennych objaśniających ma ograniczony wpływ na oszacowania uzyskane z tego równania.

Z analizy wynika, że krótkotrwałe bezrobocie wywiera odmienny wpływ na dynamikę nominalnych wynagrodzeń niż długotrwałe. Zgodnie z oczekiwaniami występuje odwrotna zależność między poziomem krótkotrwałego bezrobocia a dynamiką nominalnych wynagrodzeń. Natomiast wahania w poziomie długotrwałego bezrobocia nie mają większego znaczenia dla dynamiki płac. Wywiera ono podobny wpływ, jak nieaktywni zawodowo. Ponadto, badanie potwierdza, że bezrobocie jest tylko jedną z determinant dynamik płac, ważny wpływ wywierają również inflacja i wydajność pracy.

Analiza wskazuje również, iż do spowolnienia dynamiki polskich wynagrodzeń nominalnych w czasie światowego kryzysu finansowego przyczyniło się kilka czynników – względnie wysoki poziom bezrobocia krótkotrwałego, niska inflacja oraz obniżenie tempa wzrostu wydajności pracy.

Badanie potwierdza odmienny wpływ bezrobocia krótko i długotrwałego na dynamikę płac nominalnych. Niemniej jednak potrzebne są dalsze badania w celu lepszego rozpoznania problemu. Pogłębionej analizy wymagają takie zagadnienia, jak: znaczenie czasu trwania bezrobocia dla erozji kapitału ludzkiego i oczekiwań płacowych bezrobotnych, czy wpływ erozji kapitału ludzkiego na oczekiwania płacowe bezrobotnych.

## Bibliografia

- Addison J. T., Portugal P. (1989), Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment, *The Journal of Labor Economics*, Vol. 7, Issue 3, s. 281-302.
- Addison J. T., Machado J.A.F., Portugal P. (2010), *The Reservation Wage Unemployment Duration Nexus*, Discussion Paper, No. 5077, IZA, Bon.
- Arendt Ł. (2005), Próba oszacowania NAIRU dla Polski, *Gospodarka Narodowa*, nr 5-6, s. 1-23.
- Blanchard O., Katz L.F. (1999), Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 89(3), s. 69-74.
- Brzoza-Brzezina M., Socha J. (2007), Sztywność nominalnych wynagrodzeń oraz jej wpływ na politykę pieniężną, *Ekonomista*, nr 4, s. 491-514.

- Bronk A., Wiśniewski Z., Woydyło-Preisner (red.), *Ryzyko długotrwałego bezrobocia w Polsce. Diagnoza i metody zapobiegania*, Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich, Warszawa.
- Cooper D. (2013), *The Effect of Unemployment Duration on Future Earnings and Other Outcomes*, Working Paper, No. 8, Federal Reserve Bank of Boston, Boston.
- Elmeskov J. (1993), *High and persistent unemployment: assessment of the problem and its causes*, Working Paper, No. 132, OECD Economics Department, Paris.
- Friedman M. (1968), The role of monetary policy, *American Economic Review*, No. 1, Vol. LVIII, s. 1-17.
- Gajderowicz T., Grotkowska G., Wincenciak L. (2012), Determinanty czasu trwania bezrobocia absolwentów w Polsce, *Gospodarka Narodowa*, nr 11-12, s. 79-103.
- Gordon R.J. (1982), *Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment*, Working Papers, no. 1, NBER, Cambridge.
- Gordon R.J. (1999), *Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU*, February 3, 1999 revision of the paper presented at Brookings Panel on Economic Activity, Washington, D.C., September 4, 1998.
- Gordon R.J. (2013), *The Phillips curve is alive and well: inflation and the NAIRU during the slow recovery*, Working Paper, no. 19390, NBER, Cambridge.
- Hsiao C., Wang S. (2007), Lag-augmented two- and three-stage least squares estimators for integrated structural dynamic models, *Econometrics Journal*, Vol. 10, s. 49-81.
- Kaczorowski P., Kucharski L., Myślińska K. (2009), Metody pomiaru bezrobocia równowagi, w: W.
- Kubiak P. (2011), Oczekiwania płacowe bezrobotnych i ich determinanty - analiza empiryczna, *Acta Universitatis Lodzianensis. Folia Oeconomica*, t. 248, s. 191-200,
- Kucharski L. (2009), Bezrobocie równowagi w Polsce i w wybranych krajach Europy Środkowej i Wschodniej - przegląd wyników badań i własne oraz własne oszacowania, w: W. Kwiatkowska, *Bezrobocie równowagi w gospodarce polskiej. Szacunki, tendencje i determinanty*, Wydawnictwo UŁ, Łódź.
- Kwiatkowski E. (2002), *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, PWN, Warszawa.
- Kwiatkowski E., Kucharski L. (2009), Bezrobocie długookresowe w Polsce w latach 1995–2007, *Zeszyty Naukowe Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu*, 2009, nr 118, s. 9-28.
- Kwiatkowski E., Kucharski L. (2013), Bezrobocie krótko- i długookresowe a wahania koniunktury gospodarczej - analiza na przykładzie polskiej gospodarki w latach 1998-2011, w: A. Organiściak-Krzykowska, M. Janusz (red.), *Dylematy rynku pracy*, IPISS, Warszawa.
- Magda I., Potoczna M., Lis M. (2013), Wielka Recesja i nierówności, w: P. Lewandowski, I. Magda, *Zatrudnienie w Polsce 2012. Rynek pracy w okresie wyjścia z kryzysu*, IBS, Warszawa.
- NBP (2011), Rynek pracy w Polsce. Wynagrodzenia, produktywność pracy i migracje w listopadzie 2010 r. – na tle panelowych badań opinii pracodawców i bezrobotnych w latach 2006–2010, *Materiały i Studia*, nr 255.
- Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe W. (2013), Szacunek naturalnej stopy bezrobocia dla Polski, *Acta Universitatis Lodzianensis Folia Oeconomica*, nr 281, s. 93-107.
- Lever M. H. C. (1995), Insider-Outsider Effects in Wage Formation: An Empirical Survey, *Bulletin of Economic Research*, Vol. 47, issue 4, s. 257-274.
- Llaudes R. (2005), *The Phillips Curve and Long-Term Unemployment*, Working Paper”, No. 441/February, ECB, Frankfurt am Main.
- Majchrowska A. (2014), Czy płace dostosowują się do sytuacji na regionalnych rynkach pracy w Polsce? Empiryczna weryfikacja krzywej płac, *Collegium of Economic Analysis Annals*, issue 34, s. 43-57.
- Majsterek M., Welfe A. (2010), Długookresowe związki płacowo-cenowe i rola systemu podatkowego, *Ekonomista*, nr 5, s. 677-700.
- Phillips A.W. (1958), A Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom 1961-1957, *Economica*, No. 100, Vol. 25, s. 282-299.
- Phillips P. C. B. (1995), Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression, *Econometrica*, No. 5, Vol. 63, s. 1023-1078
- Rogut A. (2007), Krzywa płac w gospodarce polskiej w latach 1995-2005, *Bank i Kredyt*, nr 4, s. 18-38.
- Roszkowska S. (2013), *Ceny, płace i sytuacja na rynku pracy w Polsce – analizy oparte na modelu wektorowej korekty błędem*, Materiały i Studia, nr 290, NBP, Warszawa.
- Samuelson P. A., Solow R. M. (1960), Analytical aspects of anti-inflation policy, *American Economic Review*, 50, (2) s. 177-194.
- Socha M., Sztanderska U. (2002), *Strukturalne podstawy bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Socha J., Wojciechowski W. (2004), Koncepcja NAIRU, dezinflacja a druga fala bezrobocia w Polsce, *Bank i Kredyt*, marzec, s. 4-8.

Stock, J. H., and M. Yogo (2005), Testing for weak instruments in linear IV regression. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, ed. D. W. K. Andrews and J. H. Stock, 80–108. Cambridge University Press, New York.

Śliwicki D. (2013), Ekonometryczna analiza czynników bezrobocia długookresowego w Polsce, *Oeconomia Copernicana*, nr 2, s. 39-56.

Wang Q., Wu N. (2012), Long-run covariance and its applications in cointegration regression, *TheStata Journal* (2012) 12, No 3, s. 515–542

## Aneks

Tabela 1A.

Dynamika płac w czasie spadków i wzrostów bezrobocia (1997-2013)

Zmienna	Okres				
	1997.I kw. -1998.II kw.	1998.III kw. -2004.I kw.	2004.II kw.- 2008.III kw.	2008.IV kw. -2013.IV kw.	1997-2014
	(1)	(2)	(4)	(5)	(6)
Średnia dynamika płac (w %)					
nominalnych	119,9	108,0	106,5	104,4	107,3
realnych	104,6	102,9	103,6	101,5	102,8
Zmiana stopy bezrobocia (w pkt. %)	-2,6	10,4	-12,5	3,0	
Stopa bezrobocia (w %)					
średnia	11,1	17,4	13,5	9,4	13,0
maksymalna	12,9	20,7	19,1	11,3	20,7
Odsetek długotrwale bezrobotnych (w %)	38,1	42,7	47,3	31,9	39,9

Uwaga: dynamika średnio kwartalnie.

Źródło: obliczenia własne na podstawie skorygowanych danych BAEL przez NBP i danych kwartalnych GUS.

Tabela 2A.

Wyniki testów

Zmienna	Testy									
	ADF	p	PPerron	p	DFGLS	5% wartość krytyczna	HEGY	5% wartość krytyczna	KPSS	5% wartość krytyczna
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
$w_{(t)}$	-3,047	0,031	-2,334	0,161	-1,534	-3,037	-2,36	-2,88	0,271	0,146
$p_{(t-1)}$	-3,431	0,01	-2,902	0,045	-1,286	-3,037	-1,757	-2,88	0,316	0,146
$wr_{(t-1)} - y_{(t-1)}$	-2,907	0,044	-2,33	0,162	-2,121	-3,037	-3,184	-2,88	0,313	0,146
$u_{ST(t)}$	-1,812	0,375	-1,343	0,609	-2,643	-3,037	-1,124	-2,88	0,192	0,146
$u_{LT(t)}$	-2,311	0,169	-0,895	0,79	-2,829	-3,037	-1,222	-2,88	0,3	0,146
$\Delta y_{(t)}$	-2,18	0,214	-2,721	0,071	-3,462	-3,037	-1,52	-2,88	0,062	0,146
Reszty $_{(t)}$	-3,757	0,494	-5,656	0,006	.	.	.	.	.	.