Bank i Kredyt 47(5), 2016, 435-462

BANK I KREDYT
BANK & CREDIT

Dynamika płac a długotrwałe bezrobocie w polskiej gospodarce

Krzysztof Bartosik*, Jerzy Mycielski#

Nadesłany: 24 lutego 2016 r. Zaakceptowany: 7 lipca 2016 r.

Streszczenie

Celem niniejszej pracy jest zbadanie, czy w polskiej gospodarce występuje związek między dynamiką płac nominalnych a wielkością długotrwałego bezrobocia. Aby uzyskać odpowiedź, oszacowano za pomocą MNK płacową krzywą Phillipsa ze zdekomponowaną stopą bezrobocia (krótko- i długotrwałego). Analiza objęła lata 1996–2014. Uzyskane parametry wykorzystano do oszacowania oddziaływania poszczególnych determinant na stopę wzrostu płac. Przeprowadzono także analizę wpływu problemu niestacjonarności i endogeniczności zmiennych na przeprowadzone wnioskowanie statystyczne. Stwierdzono istnienie odwrotnej zależności między stopą bezrobocia krótkotrwałego a dynamiką płac oraz brak statystycznie istotnej zależności między stopą bezrobocia długotrwałego a dynamiką płac. Świadczy to, że struktura bezrobocia wpływa na dynamikę płac nominalnych w taki sposób, że spadek bezrobocia krótkotrwałego przy jednoczesnym wzroście bezrobocia długotrwałego sprzyja wzrostowi płac. Ponadto badanie wskazuje, że stopa bezrobocia jest tylko jedną z determinant; ważne są także zmiany inflacji i wydajności pracy. Z analizy wynika również, że do spowolnienia dynamiki polskich wynagrodzeń nominalnych podczas światowego kryzysu finansowego przyczyniło się kilka czynników – wzrost stopy bezrobocia krótkotrwałego, względnie niska inflacja oraz obniżenie tempa wzrostu wydajności pracy.

Słowa kluczowe: bezrobocie długotrwałe, wynagrodzenia, krzywa Phillipsa, „swoi – obcy", erozja kapitału ludzkiego

JEL: E24, J24, J31, J64

* Instytut Nauk Ekonomicznych PAN; e-mail: b.bartosik@upcpoczta.pl.
# Uniwersytet Warszawski, Wydział Nauk Ekonomicznych; e-mail: mycielski@wne.uw.edu.pl.

1. Wstęp

W ostatnich dwóch dekadach dynamika płac w Polsce przyspieszała, kiedy stopa bezrobocia malała, oraz spowalniała, gdy stopa bezrobocia rosła (zob. wykresy 5a–5c w aneksie). Co ciekawe, po ustabilizowaniu się stopy bezrobocia na wysokim, 20-procentowym poziomie w latach 2002–2003 średnie kwartalne tempo wzrostu płac realnych wynosiło 2%. Z kolei w czasie światowego kryzysu finansowego, w latach 2010–2012, stopa bezrobocia ustabilizowała się na poziomie 10–11%, natomiast wzrost płac realnych wynosił 0,9%. Pojawia się pytanie, dlaczego mimo prawie dwa razy lepszej sytuacji na rynku pracy płace realne rosły dwa razy wolniej. Dlaczego dynamika płac nominalnych spowolniła w stosunku do inflacji i tym samym zmniejszyło się tempo wzrostu sił nabywczej wynagrodzeń?

Teoria ekonomii wskazuje, że dynamika płac nominalnych zależy nie tylko od wielkości bezrobocia, lecz także od jego struktury. Wysokie długotrwałe bezrobocie może wzmagać presję płacową, wykluczając część osób spośród aktywnych zawodowo i zwiększając siłę przetargową pracujących w stosunku do osób poszukujących pracy. Porównywane okresy różnią się strukturą bezrobocia. W latach 2002–2003 odsetek długotrwale bezrobotnych (pozostających bez pracy dłużej niż rok) wynosił 49%, natomiast w latach 2010–2012 zmniejszył się do 30,6%. To z kolei prowadzi do pytania, czy występuje związek między wielkością długotrwałego bezrobocia a dynamiką płac.

Celem niniejszej pracy jest wyjaśnienie, czy obserwowane w ostatnich dwóch dekadach zmiany tempa wzrostu płac nominalnych w polskiej gospodarce miały związek z wielkością długotrwałego bezrobocia. Chodzi o lepsze zrozumienie relacji między stopą bezrobocia a płacami. Aby uzyskać odpowiedź, za pomocą metody najmniejszych kwadratów (MNK) oszacowano płacową krzywą Phillipsa ze zdekomponowaną stopą bezrobocia (krótko- i długotrwałego). Analiza objęła lata 1996–2014. Uzyskane parametry wykorzystano do określenia oddziaływania poszczególnych determinant na stopę wzrostu płac. Przeanalizowano także wpływ niestacjonarności i endogeniczności zmiennych na przeprowadzone wnioskowanie statystyczne.

W polskiej literaturze przedmiotu jest wiele opracowań poświęconych bezrobociu długotrwałemu. Na ogół skupiają się one na jego przyczynach. Ostatnio pisali na ten temat: Gajderowicz, Grotkowska, Wincenciak (2012); Magda, Potoczna, Lis (2013); Śliwicki (2013); Bronk, Wiśniewski, Woydyło-Preisner (2014). Nieliczne są natomiast prace analizujące związek między długotrwałym bezrobociem a płacami (Majchrowska 2014) czy między trwaniem bezrobocia a szansą znalezienia pracy (Kwiatkowski, Kucharski 2009). Jest to zatem problem jeszcze słabo zbadany, ale 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 związek miedzy dynamiką płac a strukturą bezrobocia oraz czasem jego trwania. W trzeciej części omówiono wyniki badań innych autorów nad wpływem bezrobocia na płace w Polsce. W kolejnej części zaprezentowano badanie własne. Sprecyzowano w niej pojęcie bezrobocia długotrwałego oraz przedstawiono zmiany w bezrobociu i wynagrodzeniach w Polsce w ostatnich dwóch dekadach. Następnie zbadano zależność między dynamiką nominalnych wynagrodzeń a zmianami w strukturze bezrobocia za pomocą modelu ekonometrycznego odwołującego się do płacowej krzywej Phillipsa. Całość kończy się podsumowaniem.

2. Podstawy teoretyczne

Wpływ struktury bezrobocia na dynamikę płac jest przedmiotem zainteresowania ekonomistów co najmniej od czasu publikacji Friedmana (1968). Już wcześniej Phillips (1958) powiązał stopę wzrostu płac nominalnych ze stopą bezrobocia. Z kolei Friedman (1968) wykazał, że dynamika płac zależy od struktury bezrobocia. Występowanie bezrobocia naturalnego *de facto* oznacza, że efektywna podaż pracy jest pomniejszona o jego wielkość, a dynamika płac jest funkcją tzw. luki bezrobocia, czyli różnicy miedzy stopą bezrobocia rzeczywistego a stopą bezrobocia równowagi. Gdy luka bezrobocia maleje, wówczas dynamika płac przyspiesza. W odwrotnej sytuacji dynamika płac słabnie (zob. Gordon 1982; Elmeskov 1993; Llaudes 2005). Zależność tę można przedstawić za pomocą równania:

$$\Delta w_t = \alpha_1 + \alpha_2 \left(u_t - u_t^* \right) + \varepsilon_t \tag{1}$$

gdzie:

w – płaca nominalna,
u – stopa bezrobocia,
u^* – stopa bezrobocia równowagi,
t – okres,
Δ – zmiana,
α_i – nieznane parametry,
ε – składnik losowy.

Dyskusja na temat zależności między strukturą bezrobocia a inflacją płacową i cenową ożyła ostatnio za sprawą zjawiska „brakującej dezinflacji" w Stanach Zjednoczonych. Niektórzy ekonomiści, m.in. Gordon (2013), Krueger, Cramer i Cho (2014) oraz Ball i Mazumder (2014), są zdania, że wysokie długotrwałe bezrobocie stanowi przyczynę względnie szybkiego tempa wzrostu cen i płac w Stanach Zjednoczonych w czasie światowego kryzysu finansowego. Wyniki ich badań są zgodne z wcześniejszymi badaniami Llaudesa (2005), potwierdzającymi hipotezę, że długotrwale bezrobotni wywierają słaby wpływ na płace i inflację w krajach OECD (19).

Równanie (1) wykorzystuje się przede wszystkim do szacowania nieobserwowalnej stopy bezrobocia równowagi (NAIRU, NAWRU). Aby ocenić wpływ struktury bezrobocia na inflację, stosuje się inne metody. Krueger, Cramer i Cho (2014) uwzględniają w równaniu krzywej Phillipsa tylko bezrobocie krótkotrwałe, Gordon (2013) oraz Ball i Mazumder (2014) szacują lukę dla bezrobocia krótkotrwałego, a Kiley (2014) bierze pod uwagę dwie stopy bezrobocia: krótko- i długotrwałą.

To, w jaki sposób długotrwałe bezrobocie wpływa na płace, wyjaśniają hipotezy „swoi–obcy" i erozji kapitału ludzkiego, będące składowymi koncepcji histerezy bezrobocia. Według hipotezy „swoi–obcy" zwiększa ono siłę przetargową „swoich" (pracowników) w negocjacjach z pracodawcami i tym samym stymuluje wzrost płac. Podobny efekt wywołuje erozja kapitału ludzkiego, będąca skutkiem długiego pozostawania bez pracy. Z jednej strony ogranicza podaż pracy, ponieważ osoby od dawna bezrobotne utraciły część kwalifikacji, są zniechęcone, mniej intensywnie szukają pracy, ulegają dezaktywizacji zawodowej. Z drugiej strony może ograniczać popyt na pracę, jeśli pracodawcy preferują osoby zmieniające pracę lub krótkotrwale bezrobotnych, a dyskryminują długotrwale bezrobotnych, ponieważ postrzegają ich (słusznie lub nie) jako mniej produktywnych.

Teoria ekonomii wskazuje również, że długotrwałe bezrobocie może ograniczać wzrost płac. Według modelu płacy progowej w miarę wydłużania się czasu poszukiwania pracy obniża się płaca progowa i aspiracje płacowe bezrobotnych. Przyczyną może być utrata świadczeń, wyczerpanie oszczędności lub uświadomienie sobie, że żądania płacowe są za wysokie. W rezultacie osoby długo bezrobotne poprawiają swoją konkurencyjność na rynku pracy, co może osłabiać wzrost płac (Kwiatkowski 2002, s. 167–169).

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 analiz Addisona i Portugala (1989) oraz Coopera (2013) w Stanach Zjednoczonych pracownicy wcześniej długotrwale bezrobotni zarabiają mniej niż krótkotrwale bezrobotni i osoby, które nie straciły pracy. Można to interpretować jako przejaw dyskryminacji osób długotrwale bezrobotnych, jak też zmniejszenia się ich oczekiwań płacowych. Wpływ trwania bezrobocia na płacę progową w Polsce nie jest jeszcze, według rozeznania autorów, dobrze rozpoznany. Niemniej wyniki są podobne jak uzyskane dla innych krajów. Z ankiety NBP (2011, s. 35) wynika, że czas trwania bezrobocia nieznacznie zmniejsza płacę oczekiwaną przez bezrobotnych (będącą przybliżeniem płacy progowej)[1] i tym samym nieznacznie osłabia presję płacową. Analiza Tyrowicz (2011, s. 198–199) pokazuje, że osoby powracające na rynek pracy zarabiają mniej (około 10–11%) niż pracujące nieprzerwanie.

3. Przegląd badań

W polskiej literaturze przedmiotu, która jest obszerna, można wyodrębnić trzy grupy badań. Do pierwszej należą badania, w których na podstawie krzywej Phillipsa lub krzywej płac analizuje się związek między bezrobociem a płacami. Druga grupa to szacunki stopy bezrobocia równowagi (NAIRU, NAWRU). Umożliwiają one ocenę luki bezrobocia i jej związku z dynamiką płac. Trzecia grupa badań, najmniej liczna, obejmuje analizy wpływu długotrwałego bezrobocia na płace.

Badania z pierwszej grupy skupiają się na płacach realnych i zależności między ich poziomem a stopą bezrobocia (tabela 1). Potwierdzają, że płace są wrażliwe na zmiany w bezrobociu, przy czym ta wrażliwość jest odmienna w zależności od metody i okresu analizy. Pokazują ponadto, że bezrobocie jest tylko jedną z determinant (niekiedy dość słabą) wynagrodzeń. Oprócz niego ważne są jeszcze inne czynniki, takie jak wydajność pracy czy rentowność przedsiębiorstw. Porównywanie tych wyników wymaga dużej ostrożności ze względu na różnice metodologiczne. Warto jednak zwrócić uwagę, że największa jest elastyczność płac względem bezrobocia krótkotrwałego.

Druga grupa badań obejmuje szacunki stopy bezrobocia równowagi (NAIRU, NAWRU), w większości przypadków oparte na krzywej Phillipsa. Na ich podstawie można ocenić związek między luką bezrobocia a tempem wzrostu płac. Porównując stopę równowagi z rzeczywistą stopą bezrobocia, można oszacować lukę bezrobocia, a następnie wyliczyć średnie tempo wzrostu płac dla okresów, kiedy luka była dodatnia i kiedy była ujemna. Wyniki zawarte w tabeli 2 wskazują (poza jednym wyjątkiem), że tempo wzrostu płac było szybsze w okresach, gdy luka była ujemna, niż kiedy była dodatnia. Prowadzi to do wniosku, że struktura bezrobocia wpływała na dynamikę płac w Polsce.

[1] Według NBP (2011) w 2010 r. osoby pozostające bez pracy nie dłużej niż 6 miesięcy oczekiwały wynagrodzenia netto w wysokości 2134 zł, bezrobotni od 6 do 12 miesięcy oczekiwali 2106 zł, a osoby bezrobotne dłużej niż 12 miesięcy oczekiwały 2081 zł, przy założeniu, że czas dojazdu do pracy nie będzie dłuższy niż jedna godzina.

Do trzeciej grupy można zaliczyć badania nad wpływem długotrwałego bezrobocia na płace oraz trwania bezrobocia na szansę znalezienia pracy. Majchrowska (2014), analizując krzywą płac, wskazuje, że tempo wzrostu płac realnych jest większe w województwach, w których jest wyższe długotrwałe bezrobocie. Kwiatkowski i Kucharski (2009) pośrednio potwierdzają hipotezę, że długotrwale bezrobotni wywierają słabą presję na wzrost płac. Przeprowadzona przez tych autorów analiza stóp przepływu z bezrobocia do zatrudnienia pokazuje, że wraz z wydłużaniem się czasu bezrobocia maleje szansa na znalezienie pracy. Oznacza to, że osoby długo pozostające bez pracy nie są równorzędnymi konkurentami w walce o miejsca pracy wobec bezrobotnych od niedawna i pracujących, a tym samym wywierają mniejszą presję na wzrost płac.

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

4. Analiza empiryczna

4.1. Dane

W niniejszej pracy wykorzystano kwartalne dane BAEL o bezrobociu i zatrudnieniu. W celu zapewnienia porównywalności danych z różnych okresów wykorzystano dane skorygowane przez Saczuk (2014) oraz zwarte w *Kwartalnych informacjach o rynku pracy*, wydanych po 2009 r. Dane o wynagrodzeniach, inflacji i dynamice PKB pozyskano z tabel *Kwartalne wskaźniki makroekonomiczne,* dostępnych na stronie internetowej GUS (www.stat.gov.pl), w tym z tabel archiwalnych publikowanych w poprzednich latach.

W analizie ekonometrycznej poziom płacy realnej oraz wielkość produktu na zatrudnionego określono na podstawie dynamik kwartalnych metodą nawiązań łańcuchowych. Uzyskane w ten sposób wielkości są wyrażone w relacji do wartości początkowej. Nie ma to jednak większego znaczenia, ponieważ w modelu używane są logarytmy zmiennych, a zatem przyjęte jednostki wpływają tylko na wielkość stałej wyestymowanej w modelu. Brakujące obserwacje dla bezrobocia i liczby zatrudnionych za II i III kwartał 1999 r. uzupełniono metodą interpolacji. Dynamikę wydajności pracy oszacowano jako różnicę między dynamiką PKB a dynamiką zatrudnienia.

W analizowanym okresie wyodrębniono trzy podokresy: spowolnienia na przełomie wieków (od III kwartału 1998 r. do I kwartału 2004 r.), ożywienia poakcesyjnego (od II kwartału 2004 r. do II kwartału 2008 r.) oraz światowego kryzysu finansowego (od III kwartału 2008 r. do IV kwartału 2013 r.). Ponieważ w pracy analizowany jest związek między bezrobociem a płacami, jako granice przyjmowano te kwartały, w których bezrobocie zaczynało rosnąć lub spadać. Poszczególne fazy wzrostów i spadków bezrobocia były związane z takimi wydarzeniami, jak polityka schładzania, wejście do Unii Europejskiej i światowy kryzys finansowy.

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 dłużej niż 12 miesięcy. Jest to kryterium urzędów pracy, powszechnie stosowane w Unii Europejskiej oraz w Polsce (w Stanach Zjednoczonych cezurą jest 26 tygodni). Należy dodać, że w Polsce stosuje się jeszcze kryterium ustawo-

we, według którego do długotrwale bezrobotnych zalicza się osoby pozostające bez pracy 12 miesięcy w ciągu ostatnich dwóch lat, z wyłączeniem okresów odbywania stażu i przygotowania zawodowego osób dorosłych. Za przyjęciem kryterium urzędów pracy przemawia dostępność danych. Statystyki na temat osób pozostających bez pracy dłużej 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 r., a więc od wejścia w życie ustawy o promocji zatrudnienia i instytucjach rynku pracy, obowiązującej od czerwca 2004 r.

4.2. Bezrobocie i wynagrodzenia

Wynagrodzenia

W latach 1997–2014 dynamikę wynagrodzeń nominalnych i realnych w Polsce cechowała tendencja spadkowa oraz wrażliwość na wahania koniunktury – przyspieszona dynamika podczas ożywienia gospodarczego i spowolniona w czasie osłabienia aktywności gospodarczej (zob. wykresy 1 i 2). W całym 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%, a realne z blisko 5% do prawie 0% w 2012 r.; w następnych latach w wyniku procesów dezinflacyjnych i deflacyjnych wartość tych wskaźników wzrosła do 2,5–3,5%.

Spadkową tendencję przeplatały fazy szybszego i wolniejszego wzrostu, które były zbieżne z wahaniami dynamiki PKB i bezrobocia. W czasie spowolnienia gospodarczego na przełomie wieków tempo wzrostu płac nominalnych obniżyło się z około 16% do 2,5%, natomiast tempo wzrostu płac realnych spadło z około 4% do niecałych 2%. W okresie ożywienia poakcesyjnego, od wejścia do UE do wybuchu światowego kryzysu finansowego, gospodarka przyspieszyła. Silnie obniżyło się bezrobocie, tempo wzrostu płac nominalnych zwiększyło się do około 10–12%, a płac realnych do 7–8%. Podczas światowego kryzysu finansowego dynamika płac nominalnych obniżyła się do 2,5–3%, a płac realnych do prawie -1%. Ten ostatni okres był szczególny. W dwóch kwartałach spadła siła nabywcza wynagrodzeń; w 2012 r. *de facto* wystąpiła stagnacja płac realnych. Przeciętna dynamika płac nominalnych (4,4%) i realnych (1,5%) była z kolei prawie dwa razy mniejsza od średnich długookresowych. Innymi słowy, dynamika płac nominalnych okazała się bardziej wrażliwa na pogarszającą się sytuację na rynku pracy niż na inflację, co doprowadziło do spowolnienia wzrostu siły nabywczej, a w niektórych kwartałach wręcz do jej spadku.

Poziom i struktura bezrobocia

W ciągu ostatniego ćwierćwiecza poziom i struktura bezrobocia w Polsce zmieniały się wraz z koniunkturą gospodarczą. Istotne jest, że bezrobocie ogółem i bezrobocie długotrwałe podczas światowego kryzysu finansowego były prawie dwa razy niższe niż w czasie spowolnienia gospodarczego na przełomie wieków.

W latach 1996–2014 średnia stopa bezrobocia (wg BAEL) wynosiła 13%, jej wartość maksymalna 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 czasu wejścia Polski do UE w 2004 r. W okresie poakcesyjnym sytuacja na rynku pracy znacznie się poprawiła. Stopa bezrobocia obniżyła się do 6,6% w połowie 2008 r. Podczas drugiej fali bezrobocia, wywołanej światowym kryzysem finansowym, stopa bezrobocia zwiększyła się do 10–11% na początku 2010 r. i kształtowała się na podobnym poziomu w kolejnych latach.

W ślad za bezrobociem ogółem podążało, z pewnym opóźnieniem, bezrobocie długotrwałe (zob. wykres 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 r. W czasie ożywienia poakcesyjnego stopa bezrobocia długotrwałego silnie spadła, do około 2,5% w 2008 r., i nie zmieniła się do końca 2010 r. Następnie, w latach 2011–2013 zwiększyła się do prawie 4%.

Podobnie kształtował się odsetek długotrwale bezrobotnych (zob. wykres 4). W latach 1998–2002 zwiększył się z około 35% do około 50% i utrzymywał na tym wysokim poziomie aż do końca 2006 r., natomiast pod koniec 2007 r. spadł do 43%. Z kolei podczas światowego kryzysu finansowego udział długotrwale bezrobotnych był znacznie mniejszy. W latach 2010–2012, kiedy notowano najniższą dynamikę wynagrodzeń, średni odsetek długotrwale bezrobotnych wynosił 30,6%, a minimalny 21%.

Doświadczenia międzynarodowe (np. Hiszpanii) wskazują, że spadek długotrwałego bezrobocia może mieć związek z upowszechnieniem się umów czasowych o pracę, które zwiększają rotację pracowników (zob. Bentolila, Dolado, Jimeno 2008). W Polsce w latach 2002–2010 znacznie zwiększyła się liczba zatrudnionych na czas określony, których można łatwiej zwolnić niż pracowników etatowych. W 2002 r. stanowili 5–6% pracowników najemnych, a pod koniec dekady już 27%.

Struktura grupy długotrwale bezrobotnych wskazuje, że część z nich w rzeczywistości jest nieaktywna zawodowo lub pracuje w szarej strefie i w związku z tym – co ważne dla kształtowania się płac – nie poszukuje pracy. Z badań na poziomie krajowym i lokalnym (zob. Gajderowicz, Grotkowska, Wincenciak 2012; Magda, Potoczna, Lis 2013, s. 92–93; Śliwicki 2013; Wojdyło-Preisner 2013) wynika, że znaczną cześć długotrwale bezrobotnych stanowią: kobiety, osoby mające dzieci w wieku przedszkolnym, osoby po 50. roku życia, niepełnosprawni, pracownicy sezonowi (pracujący w rolnictwie, leśnictwie, ogrodnictwie, rybołówstwie), bez zawodu, o małej elastyczności zawodowej. Ponadto z danych urzędów pracy wynika, że ponad połowa (niekiedy około 70%) długotrwale bezrobotnych jest bez pracy co najmniej dwa lata[2].

4.3. Zależność między bezrobociem a dynamiką płac. Analiza ekonometryczna

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). Ich płacowa krzywa Phillipsa uwzględnia oprócz bezrobocia wiele ważnych determinant dynamiki wynagrodzeń – inflację, krótkookresowe zmiany wydajności pracy, długookresową relację między

[2] Zob.http://www.mpips.gov.pl/analizy-i-raporty/raporty-sprawozdania/rynek-pracy/bezrobotnipozostajacybezpracy powyzej12miesiecyodmomentuzarejestrowaniasieorazdługotrwalebezrobotni/.

płacą realną a wydajnością pracy, płacę progową (*implicite*)[3] oraz mechanizm korekty błędem. Zgodnie z rozważaniami w części teoretycznej model ten rozbudowano, dopuszczając inny wpływ na dynamikę płac bezrobocia długo- i krótkotrwałego. W tym celu zdekomponowano stopę bezrobocia na krótko- i długotrwałą:

$$\Delta w_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta p_{t-1} - \alpha_2 \left(wr_{t-1} - y_{t-1} \right) + \alpha_3 \Delta y_t - \alpha_4 u_{STt} + \alpha_5 u_{LTt} + \varepsilon_t \tag{2}$$

gdzie:

w – płaca nominalna,
p – poziom cen,
wr – płaca realna,
y – wydajność pracy,
u_{ST} – stopa bezrobocia krótkotrwałego,
u_{LT} – stopa bezrobocia długotrwałego,
Δ – zmiana (dynamika),
t – okres,
ε – składnik losowy.

Wszystkie zmienne z wyjątkiem stopy bezrobocia są wyrażone w logarytmach.

Przy wyprowadzaniu wzoru (2) zakłada się, że oczekiwania inflacyjne są adaptacyjne, a zatem:

$$p_t^e - p_{t-1} = p_{t-1} - p_{t-2} = \Delta p_{t-1} \tag{3}$$

Forma równania (2) wskazuje, że mamy do czynienia z mechanizmem korekty błędem (*error correction mechanism* – ECM). Po lewej stronie mamy zmianę logarytmu płacy, a po prawej:

$$w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1} = wr_{t-1} - y_{t-1} = \ln\left(\frac{wr_{t-1}}{y_{t-1}}\right) \tag{4}$$

Gdy w gospodarce istnieje tendencja do utrzymywania się stałej relacji między płacą realną a produktywnością ($wr_{t-1} - y_{t-1} = w_{t-1} - p_{t-1} - y_{t-1} \approx \text{const}$), współczynnik α_2, stojący przed tym wyrażeniem w równaniu (2), powinien znajdować się w przedziale (-2, 0). Jeśli jest równy zero, wówczas nie ma, nawet w przybliżeniu i w długim okresie, stałej relacji między płacami realnymi a produktywnością.

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 (4) jest relacją kointegrującą. Równanie wygląda podobnie do standardowego mechanizmu korekty błędem, są jednak pewne istotne różnice. W odróżnieniu od standardowego ECM w równaniu (2) pojawiają się także nieopóźnione zmienne u_{ST} i u_{LT} oraz nieopóźnione pierwsze różnice zmiennej y_t. Interpretacja tego równania będzie zgodna z interpretacją standardowego ECM i będzie je można oszacować standardowymi metodami, jeśli zmienne u_{ST}, u_{LT} i Δy_t będą stacjonarnymi zmiennymi z góry ustalonymi, a więc nieskorelowanymi z obecnymi i przyszłymi wartościami stacjonarnych błędów losowych ε_t.

[3] Blanchard i Katz (1999) przyjmują, że płaca progowa zależy od dochodów uzyskiwanych przez bezrobotnych z zasiłków i pracy w sektorze nieformalnym, które z kolei zależą od wcześniejszych wynagrodzeń oraz od wydajności pracy w gospodarce. Uwzględniają te czynniki, wyprowadzając krzywą Phillipsa.

Ważnym problemem związanym z szacowaniem opisanego wyżej równania jest arbitralność założeń dotyczących stopnia integracji i egzogeniczności zmiennych pojawiających się w modelu. W odniesieniu do bazowej metody estymacji założono, że wszystkie zmienne w modelu są stacjonarne. W przypadku Polski w analizowanym okresie praktycznie żadna ze zmiennych pojawiających się w modelu nie jest bezspornie stacjonarna. Istnienie pierwiastka jednostkowego zweryfikowano za pomocą kilku testów. Zastosowano test ADF, test Phillipsa-Perrona, test DFGLS, test HEGY (do badania istnienia pierwiastka jednostkowego dla częstotliwości zerowej) oraz test KPSS. Test DFGLS jest zaproponowaną przez Elliotta, Rothneberga i Stocka (1996) modyfikacją klasycznego testu ADF, w której trendy deterministyczne są usuwane za pomocą metody opartej na uogólnionej metodzie najmniejszych kwadratów (GLS). Elliott, Rothenberg i Stock (1996) pokazują, że test ten ma wyższą moc niż klasyczny test ADF. Test HEGY został uwzględniony z uwagi na użycie danych kwartalnych. Występowanie pierwiastków jednostkowych na innych częstotliwościach niż roczne może spowodować zaburzenia rozmiaru i mocy testów nieuwzględniających zjawiska integracji sezonowej. Wyniki testów umieszczono w tabeli 8. Większość wyników testów świadczy o niestacjonarności wszystkich zmiennych w modelu. Tylko w przypadku zmiennych Δy_t (wzrost produktywności) i Δp_{t-1} (inflacja) możliwe jest potwierdzenie ich stacjonarności.

Kontrowersje dotyczące stopnia stacjonarności zmiennych odnoszą się nie tylko do polskiej gospodarki. Zarówno w rozważaniach teoretycznych, jak i w badaniach empirycznych nie udało się osiągnąć konsensusu co do tego, jaki jest poziom stacjonarności nawet kluczowych, wydawałoby się, zmiennych w gospodarce (zob. np. badania Christiano, Eichenbaum 1989; Rudebusch 1993; Darné 2009 na temat stopnia integracji zmiennej PKB w Stanach Zjednoczonych). Kontrowersje dotyczą także innych zmiennych, m.in. uwzględnionych w naszym modelu. W szczególności problemem jest stacjonarność inflacji (a zatem i płac nominalnych) oraz stacjonarność bezrobocia. Mniej kontrowersyjne wydaje się założenie o stacjonarności zmian produktywności.

Badania empiryczne nie dają jednoznacznej odpowiedzi na pytanie, czy inflacja jest rzeczywiście zmienną niestacjonarną. Wczesne analizy (np. Nelson, Plosser 1982) sugerowały, że inflacja jest procesem I(1). Nowsze badania (np. Basheri, Westerlund 2006; Zhou 2013), w których wykorzystuje się testy pierwiastka jednostkowego oparte na próbach panelowych lub uwzględnia się występowanie efektów nieliniowych, sugerują, że inflacja jest zmienną stacjonarną.

Ze względu na cel pracy ważne jest także ustalenie, czy zmienne u_{ST} i u_{LT} są rzeczywiście zmiennymi stacjonarnymi, skoro wiadomo, że bezrobocie jest zjawiskiem charakteryzującym się „długą pamięcią". Teoretyczną podstawę tezy o niestacjonarnym charakterze bezrobocia stanowi hipoteza histerezy, sformułowana przez Blancharda i Summersa (1987). Jej weryfikacja polega na testowaniu hipotezy o występowaniu pierwiastka jednostkowego. Alternatywnym rozwiązaniem jest testowanie hipotezy o uporczywości bezrobocia, które w długim okresie ma tendencję do powolnego powrotu do stanu równowagi wyznaczonego przez stopę bezrobocia równowagi. Badania empiryczne dotyczące hipotezy o histerezie bezrobocia (a więc także dotyczące jego stacjonarności) nie dały na razie jednoznacznych odpowiedzi. O ile testy pierwiastka jednostkowego pierwszej generacji (np. Mitchell 1993; Roed 1996) sugerowały prawdziwość hipotezy o histerezie bezrobocia, o tyle testy drugiej generacji oparte na danych panelowych (np. Song, Wu 1998; Liew, Chia, Puah 2009; Christopoulos, Leon-Ledesma 2007) lub uwzględniające potencjalne efekty nieliniowe (np. Yilanci 2008), odrzucają tę hipotezę dla większości krajów OECD, w tym dla Polski.

Celem tej pracy nie jest weryfikacja hipotezy o histerezie bezrobocia, jednak występowanie histerezy może mieć istotny wpływ na wyniki estymacji oraz na interpretację równania (2). Jeśli faktycznie

zmienne u_{ST} i u_{LT} są I(1), to błąd losowy będzie stacjonarny jedynie wówczas, gdy między bezrobociem, płacami realnymi i produktywnością występuje kointegracja. Przekształcając równanie (2), otrzymujemy:

$$\Delta w_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta p_{t-1} - \alpha_2 \left(wr_{t-1} - y_{t-1} + \beta_1 u_{STt-1} - \beta_2 u_{LTt-1} \right) + \alpha_3 \Delta y_t - \alpha_4 \Delta u_{STt} + \alpha_5 \Delta u_{LTt} + \varepsilon_t \qquad (5)$$

gdzie: $\beta_1 = \alpha_4 / \alpha_2$, $\beta_2 = \alpha_5 / \alpha_2$.

W tej postaci krzywej Phillipsa występuje krótkookresowa zależność między dynamiką płac a dynamiką bezrobocia oraz długookresowa zależność między stosunkiem płacy realnej do produktywności a poziomami bezrobocia. Zauważmy przy tym, że jeśli szacujemy równanie (2), ale chcemy oszacować parametry β_1 i β_2 w relacji długookresowej w równaniu (5), to kluczowe jest precyzyjne oszacowanie parametru α_2.

Kłopoty z empirycznym ustaleniem poziomu stacjonarności zmiennych wynikają głównie z niskiej mocy testów na istnienie pierwiastka jednostkowego w przypadku procesów stochastycznych, które są bliskie niestacjonarności. Problemem jest wówczas tzw. bliska ekwiwalentność obserwacyjna procesów zintegrowanych i procesów bliskich integracji (zob. Faust 1993; Campbell, Perron 1991). W przypadku danych dotyczących Polski problemy wynikają także ze stosunkowo krótkich szeregów czasowych, co dodatkowo obniża moc stosowanych testów oraz zwiększa możliwość występowania załamań parametrów strukturalnych związanych z procesem transformacji gospodarczej (zob. Perron 1989).

W literaturze proponuje się różne rozwiązania powyższych problemów. Niektórzy badacze (np. Christiano, Eichenbaum 1989) sugerują, że problem niestacjonarności jest praktycznie nieistotny, i proponują się skupić raczej na spójności modelu z teorią. Bardziej umiarkowane propozycje polegają na zastosowaniu w modelowaniu tzw. procesów bliskich integracji (np. Hjalmarsson 2007; Phillips, Magdalinos 2009) bądź uznaniu, że w praktyce istotne jest wybranie nie tyle prawdziwego modelu, ile modelu, który w małej próbce będzie lepiej przybliżał zaobserwowane dane i dawał precyzyjniejsze prognozy (np. Campbell, Perron 1991; Diebold, Kilian 2000).

Dodatkowo na poprawność oszacowań może negatywnie wpłynąć endogeniczność, która pojawia się, gdy założenie o braku korelacji równoczesnej między zmiennymi objaśniającymi jest fałszywe. Rozwiązanie tego problemu utrudnia wspomniana wcześniej niepewność co do integracji zmiennych.

W niniejszym artykule zastosowano następującą strategię badawczą. Najpierw oszacowano model za pomocą zwykłej MNK, a później zbadano odporność uzyskanych wyników estymacji i wnioskowania statystycznego na zmiany założeń dotyczących stopnia integracji poszczególnych zmiennych. Ewentualny problem endogeniczności rozwiązano poprzez zastosowanie estymatora metody zmiennych instrumentalnych odpornego na zakłócenia związane z niestacjonarnością zmiennych.

Wyniki estymacji

Najpierw przeprowadzono estymację metodą najmniejszych kwadratów. Metoda ta daje poprawne wyniki, jeśli wszystkie zmienne w równaniu (2) są stacjonarne. Uzyskane równanie charakteryzuje się silną autokorelacją błędów losowych, na co wskazuje istotny wynik testu Breuscha-Godfreya, więc odchylenia standardowe oszacowań parametrów zostały policzone przy użyciu odpornego na autokorelację estymatora macierzy wariancji-kowariancji Neweya-Westa. Do policzenia estymatora wariancji Newey-Westa, a także do policzenia estymatorów FM-OLS użytych w dalszej części artykułu zastosowano procedury STATY opisane w artykule Wanga i Wu (2012).

Wyniki regresji MNK znajdują się w pierwszej kolumnie tabeli 3. Oszacowane parametry wskazują, że stopa bezrobocia krótkotrwałego, inflacja i zmiany wydajności pracy wywierały statystycznie istotny wpływ na dynamikę wynagrodzeń nominalnych w Polsce w latach 1996–2014. Ujemny i statystycznie istotny parametr związany z poziomem bezrobocia krótkotrwałego świadczy, że jego wzrost ograniczał dynamikę płac nominalnych. Z szacunków wynika, że podwyższenie stopy bezrobocia krótkotrwałego o 1 pkt proc. powodowało spadek tempa wzrostu wynagrodzeń nominalnych o około 1%. Parametr związany z poziomem bezrobocia długotrwałego również jest ujemny, lecz – co ważne – statystycznie nieistotny. Można zatem powiedzieć, że długotrwale bezrobotni wykazują podobne cechy, jak nieaktywni zawodowo. Prawdopodobnie wynika to ze struktury długotrwałego bezrobocia. Uzyskane wyniki potwierdzają hipotezę, że bezrobocie krótkotrwałe wywiera odmienny wpływ na dynamikę płac nominalnych niż bezrobocie długotrwałe, a zatem wpływa na nią struktura bezrobocia. Wzrost bezrobocia długotrwałego kosztem krótkotrwałego sprzyja wzrostowi płac.

Istotny statystycznie i ujemny trend wskazuje, że istnieje pewna niewielka tendencja do słabnięcia roszczeń płacowych. Być może wynika to ze zwiększenia się liczby pracowników czasowych, którzy mają słabą pozycję przetargową wobec pracodawców, bądź malejącej roli 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. Parametr oszacowany dla inflacji opóźnionej jest istotny statystycznie i przyjmuje wartość 0,6. W przypadku wzrostu wydajności pracy jest on również 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 występuje stabilna długookresowa relacja między wysokością płac realnych a produktywnością pracy. Blanchard i Katz (1999) otrzymali podobny wynik dla Stanów Zjednoczonych. Sugerują, że może się to wiązać z mniejszą niż w krajach UE rolą związków zawodowych w negocjacjach płacowych. Zauważmy, że wynik ten nie oznacza, iż nie ma dodatniego związku między płacą realną a produktywnością. Związek taki obserwujemy; wynika on z dodatniej, istotnej zależności między dynamiką płac a dynamiką produktywności. Uzyskany wynik świadczy raczej o tym, że relacja między płacą realną a produktywnością (jednostkowy koszt pracy) nie jest stała nawet w długim okresie.

Parametry uzyskane za pomocą MNK wykorzystano do oszacowania wpływu poszczególnych zmiennych na średnią wynikową w wyodrębnionych podokresach, kiedy bezrobocie rosło bądź spadało. W tej części analizy zakładamy, że wszystkie zmienne niezależne uwzględnione w modelu istotnie wpływają na oczekiwaną wielkość zmiennej zależnej. Tabela (4) pokazuje, jak zmieniała się wartość zmiennych objaśniających w tych okresach. Wynika z niej, że z upływem czasu zmniejszała się wartość wszystkich zmiennych objaśniających, lecz wartość zmiennych pozytywnie wpływających na dynamikę wynagrodzeń spadła bardziej niż wartość zmiennych wpływających negatywnie. W porównaniu z sytuacją z przełomu wieków przeciętna stopa wzrostu wydajności pracy w czasie światowego kryzysu finansowego były niższa o 57%, stopa inflacji o 44%, a stopa krótkookresowego bezrobocia – czynnika negatywnie wpływającego na płace – była niższa o 35%. Bardziej zmniejszyły się zatem zmiennie pozytywnie wpływające na dynamikę nominalnych wynagrodzeń niż zmienna oddziałująca negatywnie.

Tabela 5 pokazuje wpływ poszczególnych zmiennych objaśniających na zmienną wynikową, natomiast tabela 6 ilustruje, jak zmieniało się oddziaływanie poszczególnych czynników na stopy wzrostu płac nominalnych w wyodrębnionych podokresach. Porównanie tego oddziaływania podczas spowolnienia na przełomie wieków oraz w czasie światowego kryzysu finansowego pokazuje, że zmniejszył

się wpływ czynników sprzyjających wzrostowi płac: inflacji i wydajności pracy, a zwiększył się wpływ stopy bezrobocia – czynnika ograniczającego wzrost płac. Można więc powiedzieć, że czynniki te łącznie spowolniły tempo wzrostu płac. Silniejszy był przy tym spadek oddziaływania inflacji i (przede wszystkim) wydajności pracy niż wzrost wpływu stopy bezrobocia krótkotrwałego. Bezrobocie było więc tylko jedną z determinant spowolnienia, w dodatku nie najważniejszą.

Analiza wrażliwości wyników

Weryfikując, czy na uzyskane wnioski nie wpływa stopień integracji zmiennych, oszacowano powtórnie równanie (2) przy użyciu całkowicie zmodyfikowanej metody najmniejszych kwadratów (*fully modified ordinary least squares* – FM-OLS). Metody tej, zgodnie z wynikami uzyskanymi przez Phillipsa (1995), można użyć do 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 (długookresową), to statystyk *z* obliczonych za pomocą FM-OLS można użyć do testowania hipotez o istotności poszczególnych współczynników. Uzyskane w ten sposób oszacowania znajdują się w kolumnie FM-OLS tabeli 1[4]. Wyniki te wskazują, że wnioski nie ulegają większym zmianom nawet wówczas, gdy wszystkie zmienne w szacowanym modelu są I(1). Interesującą różnicą w stosunku do wyników uzyskanych za pomocą MNK jest ujemne i istotne statystycznie oszacowanie parametru przy zmiennej $(wr_{t-1} - y_{t-1})$. Zauważmy jednak, że w tej wersji procedury estymacyjnej przyjmujemy, iż $(wr_{t-1} - y_{t-1})$ jest niestacjonarne, a zatem z założenia nie ma długookresowej zależności między wr_t a y_t. Weryfikacja hipotezy o stacjonarności reszt z modelu (uzyskanych dla MNK) przeprowadzona za pomocą ADF wskazuje, że reszty są niestacjonarne (tabela 8), jednak hipoteza o niestacjonarności reszt jest odrzucana (a zatem przyjmowana jest hipoteza o kointegracji 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), a część zmiennych objaśniających jest ze sobą potencjalnie skointegrowana. Ze względu na niepewność co do stopnia integracji zmiennych, nie możemy wykluczyć tego przypadku. Korzystamy więc z twierdzenia 4.5, udowodnionego przez Phillipsa (1995), które pozwala wyznaczyć liberalną i konserwatywną wartość statystyk *z*. Wartość konserwatywna testu to taka, która przy danej wartości krytycznej odrzuca hipotezę zerową zbyt często w stosunku do założonego poziomu istotności. Z kolei liberalna wartość statystyki testowej odrzuca hipotezę zerową zbyt rzadko. Pewną komplikacją związaną ze stosowaniem tych statystyk jest dodatkowe założenie, że błędy losowe są nieskorelowane. W przypadku bazowej postaci naszego modelu założenie to jest niespełnione. Problem ten można rozwiązać, wstawiając do modelu opóźnione zmienne zależne. Zaletą tego podejścia jest możliwość przetestowania poprawności ograniczeń dotyczących relacji między płacą realną a wydajnością. Zgodnie z równaniem (2) współczynniki przy zmiennych wr_{t-1} i y_{t-1} powinny się różnić jedynie znakami. Oszacowany model jest modelem autoregresyjnym, znajdujące się w nim współczynniki przy zmiennych niezależnych można interpretować jako mnożniki krótkookresowe. Aby uzyskać współczynniki o interpretacji podobnej jak w przypadku tych, które oszacowano za pomocą MNK, wyliczono, dla oszacowań uzyskanych przy użyciu estymatora FM-OLS, mnożniki długookresowe. W tym celu posłużono się standardowym wzorem stosowanym w przypadku modeli autoregresyjnych:

[4] Przy szacowaniu wszystkich modeli metodą FM-OLS oraz przy szacowaniu macierzy odpornej na autokorelację macierzy wariancji kowariancji (HAC) zastosowano jądro Bartletta z pasmem przenoszenia równym 20 okresom.

$$\beta_{i,LR} = \frac{\sum_{j=0}^{k} \beta_{i,j}}{1 - \sum_{i=1}^{l} \alpha_i}$$

gdzie $\beta_{i,j}$ jest parametrem przy *j*-tym opóźnieniu *i*-tej zmiennej niezależnej, a α_i jest parametrem przy *i*-tym opóźnieniu zmiennej zależnej.

Ponieważ mnożniki długookresowe są nieliniowymi funkcjami szacowanych parametrów, błędy standardowe i wielkości statystyk *z* uzyskano metodą delta, opisaną między innymi przez Greene'a (2003, s. 913).

Oszacowania mnożników krótkookresowych znajdują się w kolumnie FM-OLS2 tabeli 3, a oszacowania mnożników długookresowych w kolumnie LR FM-OLS2. W obu przypadkach podano także konserwatywne i liberalne wartości statystyki *z*.

W szacowanym modelu nie wprowadzono założenia o przeciwnych znakach przy zmiennych $(w_{t-1} - p_{t-1})$ (płaca realna) oraz y_{t-1}. Uzyskane oszacowania mnożników długookresowych w tym modelu oraz wielkości obu statystyk *z* znajdują się w kolumnie LR FM-OLS2. Sugerują one, że nawet gdy część zmiennych w modelu jest I(0), a część I(1), wyniki dotyczące wpływu bezrobocia krótkotrwałego pozostają niezmienione. W przypadku bezrobocia długotrwałego oszacowany parametr staje się ujemny, choć jego wartość bezwzględna jest znacznie mniejsza niż wartość parametru oszacowanego dla bezrobocia krótkotrwałego. Istotność oszacowanego parametru zależy przy tym od założeń dotyczących stopnia integracji zmiennych. W przypadku $(w_{t-1} - p_{t-1})$ oraz y_{t-1} znaki przy parametrach są zgodne z teorią, jednak hipoteza, że parametry te mają takie same wartości bezwzględne, jest odrzucana zarówno przez konserwatywną, jak i liberalną wersję statystyki Walda.

Zgodnie z analizą zaprezentowaną w artykule Blancharda i Katza (1999) równanie (2) jest strukturalnym (odwróconym) równaniem podaży pracy (*supply side wage equation*). Wyjaśnia ono, przy jakim poziomie bezrobocia krótko- i długookresowego siła robocza będzie skłonna podjąć pracę za daną płacę nominalną. Równanie to można intuicyjnie rozumieć jako równanie roszczeń płacowych. Aby domknąć model rynku pracy, należałoby wyjaśnić, w jaki sposób pracodawcy wyznaczają płace (strona popytowa) oraz jak kształtuje się bezrobocie długotrwałe. Szacowany przez nas model w istocie jest 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 endogeniczną zmienną jest w nim wysokość bezrobocia krótko- i długotrwałego.

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. Aby równanie podaży pracy było dobrze zidentyfikowane, część zmiennych egzogenicznych z równania popytu nie powinna wchodzić do równania podaży pracy. Uznaliśmy, że takimi zmiennymi mogą 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 bezpośrednio oddziałuje na możliwość

podwyżek płac. Szacując równanie podaży pracy, zakładamy, że wymienione zmienne nie wpływają na wysokość roszczeń płacowych.

W przypadku równania determinującego wysokość bezrobocia długotrwałego zakładamy, że jest ono funkcją płacy, poziomu tego rodzaju bezrobocia w poprzednich okresach oraz wysokości bezrobocia krótkotrwałego. Identyfikację podażowego równania płac zapewnia w tym przypadku założenie, że na roszczenia płacowe wpływa bezrobocie długotrwałe w obecnym okresie, ale nie w poprzednich okresach.

Przy powyższych założeniach dotyczących pominiętych równań można oszacować równanie roszczeń płacowych, wykorzystując metodę zmiennych instrumentalnych. Zastosowanymi instrumentami będą: opóźnienie zmiennej zależnej, wartości i 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 ($\Delta p_t^p, \Delta p_t^{imp}, \Delta p_t^{eksp}$), a także logarytm wskaźnika rentowności obrotu netto. By pozbyć się autokorelacji, w modelu uwzględniono opóźnioną wartość zmiennej zależnej.

Problem ewentualnej niestacjonarności zmiennych został rozwiązany za pomocą metody SDM (*structural dynamic model*) zaproponowanej przez Hsiao i Wanga (2007). Polega ona na dodaniu do modelu szacowanego za pomocą 2MNK nieistotnych opóźnień w liczbie odpowiadającej ewentualnemu stopniowi 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 za pomocą MNK, podobnie jak w przypadku estymatorów FM-OLS wyliczono mnożniki długookresowe. W tabeli 3 znajdują się uzyskane w ten sposób oszacowania współczynników uzyskane za pomocą dwustopniowej MNK (2SLS).

Uzyskane oszacowania wpływu długo- i krótkotrwałego bezrobocia na wysokość płac nie różnią się znacznie od uzyskanych za pomocą standardowej MNK. Świadczy to, że endogeniczność zmiennych objaśniających nie ma dużego wpływu na wyniki modelu. Rzeczywiście, wynik testu Hausmana-Wuna na egzogeniczność zmiennych objaśniających nie pozwala odrzucić hipotezy zerowej. Z drugiej strony wynik testu Sargana na poprawność instrumentów nie pozwala odrzucić hipotezy zerowej, że zastosowane instrumenty są poprawne. Należy jednak zaznaczyć, że wiarygodność przeprowadzonej analizy osłabia to, iż statystyka najmniejszej wartości własnej kształtuje się na poziomie 1,08 (Stock, Yago 2005). Wskazuje to, że zastosowane instrumenty są słabe (słabo skorelowane z endogenicznymi zmiennymi objaśniającymi), co w małej próbie może prowadzić do znacznego obciążenia oszacowań parametrów oraz wielkości statystyk testowych.

5. Podsumowanie

W pracy zbadano związek między dynamiką płac nominalnych a wielkością długotrwałego bezrobocia w Polsce. Z analizy wynika, po pierwsze, że struktura bezrobocia (udział długotrwale bezrobotnych) ma znaczenie dla dynamiki nominalnych wynagrodzeń. Stopa krótkotrwałego bezrobocia wywiera na nią inny wpływ niż bezrobocia długotrwałego. W przypadku stopy bezrobocia krótkotrwałego występuje silna odwrotna zależność, natomiast w przypadku stopy bezrobocia długotrwałego nie ma (statystycznie istotnej) zależności. Długotrwale bezrobotni wykazują podobne cechy jak nieaktywni zawodowo. Powiększanie się bezrobocia długotrwałego kosztem krótkotrwałego sprzyja zatem wzrostowi płac. Po drugie, badanie potwierdza, że stopa bezrobocia jest tylko jedną z determinant; ważna jest

również inflacja i zmiany wydajności pracy. Po trzecie, do spowolnienia dynamiki płac nominalnych w polskiej gospodarce podczas światowego kryzysu finansowego przyczyniło się kilka czynników – niskie tempo wzrostu wydajności pracy, względnie niska inflacja i zwiększenie krótkotrwałego bezrobocia. Analiza wpływu tych czynników na stopę wzrostu płac wskazuje, że największe znaczenie miało niskie tempo wzrostu wydajności pracy.

Szacowanie zagregowanego równania płac było znacznie utrudnione ze względu na problem z ustaleniem stopnia integracji zmiennych. Częściowym rozwiązaniem tego problemu było zastosowanie estymatora FM-OLS i przeanalizowanie istotności zmiennych przy różnych założeniach dotyczących stopnia integracji. Stosując zaproponowane przez Phillipsa (1995) konserwatywne i liberalne wartości krytyczne, ustalono, że niezależnie od stopnia integracji użytych zmiennych postać równania płac zaproponowana przez Blancharda i Katza (1999) dobrze sprawdza się w odniesieniu do danych polskich. Jak się wydaje, problem endogeniczności zmiennych objaśniających ma ograniczony wpływ na oszacowania uzyskane za pomocą tego równania.

Analiza potwierdza znaczenie czasu pozostawania bez pracy dla kształtowania się wynagrodzeń. Niemniej potrzebne są dalsze badania w celu lepszego poznania problemu. Pogłębionej analizy wymaga w szczególności znaczenie czasu trwania bezrobocia dla erozji kapitału ludzkiego, płacy progowej czy oczekiwań płacowych.

Bibliografia

Adamczyk A., Tokarski T., Włodarczyk R.W. (2009), Przestrzenne zróżnicowanie płac w Polsce, *Gospodarka Narodowa*, 9, 87–108.

Addison J.T., Portugal P. (1989), Job displacement, relative wage changes, and duration of unemployment, *The Journal of Labor Economics,* 7(3), 281–302.

Addison J.T., Machado J.A.F., Portugal P. (2010), *The reservation wage unemployment duration nexus*, IZA Discussion Paper, 5077.

Arendt Ł. (2005), Próba oszacowania NAIRU dla Polski, *Gospodarka Narodowa*, 5–6, 1–23.

Ball L., Mazumder S. (2014), *A Phillips curve with anchored expectations and short-term unemployment,* NBER Working Paper, 20715.

Basher S.A., Westerlund J. (2006), *Is there really a unit root in the inflation rate? More evidence from panel data models*, MPRA Paper, 136, University Library of Munich.

Bentolila S., Dolado J.J., Jimeno J.F. (2008), *Two-tier employment protection reforms: the Spanish experience*, CESifo DICE Report, 4.

Blanchard O.J., Katz L.F. (1999), Wage dynamics: reconciling theory and evidence, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 89(3), 69–74.

Blanchard O.J., Summers L.H. (1987), Hysteresis in unemployment, *European Economic Review*, 31(1–2), 288–295.

Bronk A., Wiśniewski Z., Woydyło-Preisner M., red. (2014), *Ryzyko długotrwałego bezrobocia w Polsce. Diagnoza i metody zapobiegania*, Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich.

Budnik K.B. (2008), *Non-accelerating wage inflation rate of unemployment in Poland*, NBP Working Paper, 40, Narodowy Bank Polski.

Campbell J.Y., Perron P. (1991), *Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots*, NBER Technical Working Papers, 100.

Cooper D. (2013), *The effect of unemployment duration on future earnings and other outcomes*, Working Paper, 8, Federal Reserve Bank of Boston.

Christiano L.J., Eichenbaum M. (1989), *Unit roots in real GNP: Do we know, and do we care?*, NBER Working Papers, 3130.

Christopoulos D.K., Leon-Ledesma M.A. (2007), Unemployment hysteresis in EU countries: What do we really know about it?, *Journal of Economic Studies*, 34(2), 80–89.

Darné O. (2009), The uncertain unit root in real GNP: a re-examination, *Journal of Macroeconomics*, 31(1), 153–166.

Diebold F., Kilian L. (2000), Unit-root tests are useful for selecting forecasting models, *Journal of Business & Economic Statistics*, 18(3), 265–273.

Dykas P., Misiak T. (2014), Determinanty podstawowych zmiennych rynku pracy w polskich powiatach w latach 2002–2011, *Gospodarka Narodowa*, 6, 57–80.

Elliott G.R., Rothenberg T.J., Stock J.H. (1996), Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64(4), 813–836.

Elmeskov J. (1993), *High and persistent unemployment: assessment of the problem and its causes*, Working Paper, 132, OECD Economics Department.

Faust J. (1993), *Near observational equivalence and unit root processes: formal concepts and implications*, International Finance Discussion Papers, 447, Board of Governors of the Federal Reserve System.

Friedman M. (1968), The role of monetary policy, *American Economic Review*, 58(1), 1–17.

Gajderowicz T., Grotkowska G., Wincenciak L. (2012), Determinanty czasu trwania bezrobocia absolwentów w Polsce, *Gospodarka Narodowa*, 11–12, 79–103.

Gordon R.J. (1982), *Inflation, flexible exchange rates, and the natural rate of unemployment*, NBER Working Papers, 1.

Gordon R.J. (2013), *The Phillips curve is alive and well: inflation and the NAIRU during the slow recovery*, NBER Working Paper, 19390.

Greene W.H. (2003), *Econometric analysis,* Prentice Hall.

Hjalmarsson E. (2007), Fully modified estimation with nearly integrated regressors, *Finance Research Letters*, 4(2), 92–94.

Hsiao C., Wang S. (2007), Lag-augmented two- and three-stage least squares estimators for integrated structural dynamic models, *Econometrics Journal*, 10, 49–81.

Kiley T. (2014), *An evaluation of the inflationary pressure associated with short- and long-term unemployment*, Finance and Economics Discussion Series Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs, Federal Reserve Board, 2014-28.

Krueger A.B., Cramer J., Cho D. (2014), Are the long-term unemployed on the margins of the labor market?, *Brookings Panel on Economic Activity,* Spring 2014, 229–280.

Kwiatkowski E. (2002), *Bezrobocie. Podstawy teoretyczne*, Wyd. Naukowe PWN.

Kwiatkowski E., Kucharski L. (2009), *Bezrobocie długookresowe w Polsce w latach 1995–2007*, Zeszyty Naukowe, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, 118.

Leszkiewicz-Kędzior K., Welfe W. (2013), Szacunek naturalnej stopy bezrobocia dla Polski, *Acta Universitatis Lodziensis Folia Oeconomica*, 281, 93–107.

Liew V.K., Chia R.C., Puah C. (2009), *Does hysteresis in unemployment occur in OECD countries? Evidence from parametric and non-parametric panel unit roots tests*, MPRA Paper, 9915, Munich University Library.

Llaudes R. (2005), *The Phillips curve and long-term unemployment*, Working Paper, 441, February, European Central Bank.

Magda I., Potoczna M., Lis M. (2013), Wielka Recesja i nierówności, w: P. Lewandowski, I. Magda (red.), *Zatrudnienie w Polsce 2012. Rynek pracy w okresie wyjścia z kryzysu*, IBS.

Majchrowska A. (2014), Czy płace dostosowują się do sytuacji na regionalnych rynkach pracy w Polsce? Empiryczna weryfikacja krzywej płac, *Collegium of Economic Analysis Annals*, 32, 43–57.

Majsterek M., Welfe A. (2010), Długookresowe związki płacowo-cenowe i rola systemu podatkowego, *Ekonomista*, 5, 677–700.

Mitchell W.F. (1993), Testing for unit roots and persistence in OECD unemployment, *Applied Economics*, 25(12), 1489–1501.

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 NBP, 255, Narodowy Bank Polski.

Nelson C.R., Plosser C.I. (1982), Trends and random walks in macroeconomic time series, *Journal of Monetary Economic*s, 10, 139–162.

Phillips A.W. (1958), A relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom 1961–1957, *Economica*, 25(100), 282–299.

Phillips P.C.B. (1995), Fully modified least squares and vector autoregression, *Econometrica*, 5(63), 1023–1078.

Phillips P.C.B., Magdalinos T. (2009), *Econometric inference in the vicinity of unity*, Working Papers CoFie, 06, SimKee Boon Institute for Financial Economics.

Perron P. (1989), The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis, *Econometrica*, 57(6), 1361–1401.

Roed K. (1996), Unemployment hysteresis – macro evidence from 16 OECD countries, *Empirical Economics*, 21(4), 589–600.

Rogut A. (2007), Krzywa płac w gospodarce polskiej w latach 1995–2005, *Bank i Kredyt*, 38(4), 18–38.

Roszkowska S. (2013), *Ceny, płace i sytuacja na rynku pracy w Polsce – analizy oparte na modelu wektorowej korekty błędem*, Materiały i Studia NBP, 290, Narodowy Bank Polski.

Rudebusch G.D. (1993), The uncertain unit root in real GNP, *American Economic Review*, 83(1), 264–272.

Saczuk K. (2014), *Badanie Aktywności Ekonomicznej Ludności w Polsce w latach 1995–2010. Korekta danych*, Materiały i Studia NBP, 301, Narodowy Bank Polski.

Socha J., Wojciechowski W. (2004), Koncepcja NAIRU, dezinflacja a druga fala bezrobocia w Polsce, *Bank i Kredyt*, 35(3), 4–8.

Song F.M., Wu Y. (1998), Hysteresis in unemployment: evidence from OECD countries, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 38(2), 181–192.

Stock J.H., Yogo M. (2005), Testing for weak instruments in linear IV regression, w: D.W.K. Andrews, J.H. Stock (red.), *Identification and inference for econometric models: essays in honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press.

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

Tyrowicz J. (2011), *Histereza bezrobocia w Polsce*, Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego.

Wang Q., Wu N. (2012), Long-run covariance and its applications in cointegration regression, *The Stata Journal*, 3, 515–542.

Wojdyło-Preisner M. (2013), Determinanty długotrwałego bezrobocia na przykładzie miasta Białystok, *Optimum. Studia Ekonomiczne*, 6(66), 136–147.

Yilanci V. (2008), Are unemployment rates nonstationary or nonlinear? Evidence from 19 OECD countries, *Economics Bulletin*, 3(47), 1–5.

Zhou S. (2013), Nonlinearity and stationarity of inflation rates: evidence from the euro-zone countries, *Applied Economics*, 45(7), 849–856.

Aneks

Tabela 1

Wrażliwość płac na bezrobocie. Przegląd wyników badań

Autorzy	Perspektywa teoretyczna	Elastyczność płacy względem stopy bezrobocia		Okres
Adamczyk, Tokarski, Włodarczyk (2009, s. 100, 102)	krzywa płac	poziom względnej płacy nominalnej	-0,38 lub -0,61	2002–2006
Dykas, Misiak (2014, s. 71)	krzywa płac	poziom względnej płacy realnej	od -0,1 do -0,9	2002–2011
Majsterek, Welfe (2010, s. 696)		poziom płacy realnej netto	-0,037	1993–2008
Leszkiewicz-Kędzior, Wefle (2013, s. 101)	krzywa Phillipsa	poziom płacy realnej	-0,21	1990–2008
Rogut (2007, s. 31-32)	krzywa płac	poziom płacy realnej	-0,05; -0,01; -0,05	1995–1998; 1999–2001; 2002–2005
Roszkowska (2013, s. 19)[a]	model negocjacyjny	poziom płacy realnej	-1,071	2004–2011

[a] Związek między płacą realną w cenach producenta a bezrobociem krótkotrwałym.

Tabela 2

Luka bezrobocia a tempo wzrostu płac nominalnych w polskiej gospodarce

Autorzy		$(u - u^*) < 0$		$(u - u^*) > 0$	
		okres	Δw	okres	Δw
Socha, Wojciechowski (2004, s. 12)	NAIRU	1996–1998	20,2	1999–2002	8,6
Arendt (2005, s. 17)	NAIRU	1996–1998	20,2	1999–2003	7,5
Leszkiewicz-Kędzior, Welfe (2013, s. 97)	NAWRU	2004–2008	6,4	1991–2003	15,6[a]
Leszkiewicz-Kędzior, Welfe (2013, s. 104–105)	NAIRU	1995–2000; 2006–2008	19,5 7,7	2000–2005	5,9
Roszkowska (2013, s. 32)	NAIRU	1997–1999; 2006–2009	16,1 7,1	2000–2005 2010–2011	5,9 4,7
Budnik (2008, s. 40)	NAWRU	1995–1998	23,3	1999–2005	6,6

[a] 1993–2003; tempo wzrostu płac średnio w kwartale.

Tabela 3
Modele regresji płacowej krzywej Phillipsa

Zmienna objaśniająca	Zmienna objaśniana Δ*w*					
	MNK (HAC)	LR IV-2MNK	FM-OLS1	LR FM-OLS1	IV-2MNK	FM-OLS2
	1	2	3	4	5	6
Δw_{t-1}					0,552*** (5,059)	0,454***/** (9,824) (2,330)
Δw_{t-2}						0,089*/ (1,868) (0,443)
Δp_{t-1}	0,600*** (6,180)	0,459** (2,389)	0,623***/*** (10,282) (5,606)	0,518***/* (7,984) (1,894)	0,206* (1,808)	0,236***/ (5,751) (1,364)
$w_{t-1} - p_{t-1}$				-0,438***/ (-6,059) (-1,437)		-0,200***/ * (-7,456) (-1,769)
y_{t-1}				0,221***/ (4,018) (0,953)		0,101***/ (4,422) (1,049)
$wr_{t-1} - y_{t-1}$	-0,141 (-1,500)	-0,261* (-1,755)	-0,133***/ (-2,772) (-1,511)		-0,117* (-1,920)	
u_{STt}	-1,002*** (-6,488)	-1,454*** (-2,745)	-0,996***/*** (-8,955) (-4,882)	-1,372***/** (-9,349) (-2,218)	-0,542* (-1,928)	-0,626***/** (-10,296) (-2,443)
u_{STt-1}					-0,109 (-0,483)	
u_{LTt}	-0,275 (-1,557)	-0,174 (-0,389)	-0,248**/ (-2,002) (-1,092)	-0,252 (-1,487) (-0,353)	0,185 (0,302)	-0,092 (-1,465) (-0,348)
u_{LTt-1}					-0,263 (-0,505)	
Δy_t	0,475*** (4,170)	0,895*** (3,161)	0,495***/*** (6,881) (3,752)	0,942***/ (6,876) (1,631)	0,401*** (3,809)	0,430***/*** (11,421) (2,709)

Trend	-0,001*** (-3,727)	-0,001** (-2,527)	-0,001***/*** (-6,774) (-3,694)	0,000 (0,674) (0,160)	-0,001** (-2,268)	0,000 (0,694) (0,165)
Stała	0,324*** (4,934)		0,137***/*** (12,000) (6,543)		0,151*** (2,716)	0,068*** (6,644) (1,576)
N	72	70	71	71	70	71
R^2	0,933		0,884		0,940	0,877
RMSE	0,012		0,016		0,010	0,017
LRSE			0,009			0,004

Uwagi:
W nawiasach podano wielkości statystyk *z*. W przypadku estymacji metodą FM-OLS na górze podano konserwatywną wartość statystyki, a na dole liberalną.
*p = 0,1, **p = 0,05, ***p = 0,01.
W przypadku FM-OLS na pierwszym miejscu wartość *p-value* dla testu konserwatywnego, na drugim dla testu liberalnego (różnica między testami jest wyjaśniona w tekście).

Źródło: obliczenia na podstawie danych BAEL skorygowanych przez Saczuk (2014) i kwartalnych danych GUS.

Tabela 4

Średnia wielkość zmiennych w analizowanym okresie

Okres	**Zmienna**					
	Δw_t	$wr_{t-1} - y_{t-1}$	Δp_{t-1}	Δy_t	u_{LTt}	u_{STt}
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
III kw. 1998 – I kw. 2004	0,076	-0,119	0,057	0,049	0,073	0,098
II kw. 2004 – III kw. 2008	0,063	-0,179	0,025	0,028	0,066	0,069
IV kw. 2008 – IV kw. 2013	0,043	-0,148	0,032	0,021	0,030	0,064

Źródło: obliczenia na podstawie danych BAEL skorygowanych przez Saczuk (2014) i danych kwartalnych GUS.

Tabela 5

Wpływ zmiennych objaśniających na średnią wynikową

Okres	**Zmienna**						
	$\alpha_1 \Delta p_{t-1}$	$\alpha_2 \Delta(wr_{t-1} - y_{t-1})$	$\alpha_3 \Delta y_t$	$\alpha_4 u_{LTt}$	$\alpha_5 u_{STt}$	**stała +** γ **trend**	**dopasowane** Δw_t
	1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**
III kw. 1998 – I kw. 2004	0,035	0,017	0,024	-0,019	-0,098	0,120	0,077
II kw. 2004 – III kw. 2008	0,015	0,025	0,013	-0,017	-0,070	0,095	0,061
IV kw. 2008 – IV kw. 2013	0,019	0,021	0,010	-0,008	-0,065	0,071	0,049

Uwaga: oznaczenie $\alpha_i \cdot$ zmienna oznacza iloczyn oszacowanego współczynnika w modelu oraz średniej wielkości zmiennej Δw (stopy wzrostu płacy nominalnej) w analizowanym okresie.

Źródło: obliczenia na podstawie danych BAEL skorygowanych przez Saczuk (2014) i danych kwartalnych GUS.

Tabela 6
Wpływ zmiennych objaśniających na stopę wzrostu płacy nominalnej (w %)

Okres	Zmienna						
	$\alpha_1 \Delta p_{t-1}$	$\alpha_1 \Delta(wr_{t-1} - y_{t-1})$	$\alpha_3 \Delta y_t$	$\alpha_4 u_{LTt}$	$\alpha_5 u_{STt}$	stała + γ trend	dopasowane Δw_t
	1	2	3	4	5	6	7
III kw. 1998 – I kw. 2004	45,2	21,6	30,7	-25,1	-128,2	155,8	100
II kw. 2004 – III kw. 2008	24,5	41,0	21,7	-28,1	-113,9	154,8	100
IV kw. 2008 – IV kw. 2013	39,9	42,7	20,7	-16,3	-133,5	146,4	100

Źródło: obliczenia na podstawie danych BAEL skorygowanych przez Saczuk (2014) i danych kwartalnych GUS.

Tabela 7
Dynamika płac w czasie spadków i wzrostów bezrobocia (1997–2014)

Zmienna	I kw. 1997 – II kw. 1998	III kw. 1988 – I kw. 2004	II kw. 2004 – III kw. 2008	IV kw. 2008 – IV kw. 2013	1997–2014
	1	2	3	4	5
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 proc.)	-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 w kwartale.

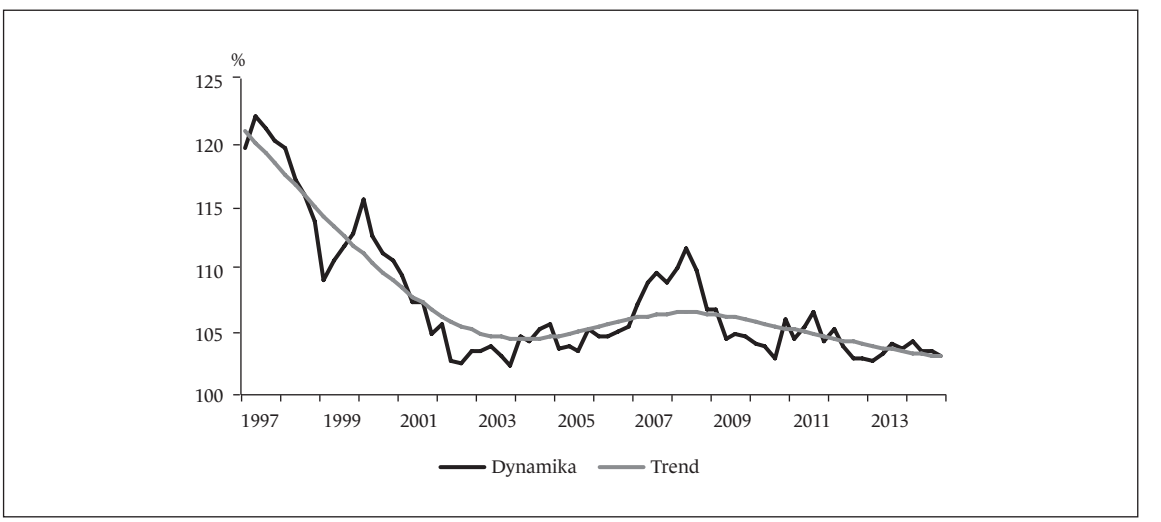
Źródło: obliczenia na podstawie danych BAEL skorygowanych przez NBP i danych kwartalnych GUS.

Tabela 8
Wyniki testów

Zmienna	ADF	p	PPerron	p	DFGLS	5-procentowa wartość krytyczna	HEGY	5-procentowa wartość krytyczna	KPSS	5-procentowa 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	-2,360	-2,880	0,271	0,146
cpi_{t-1}	-3,431	0,010	-2,902	0,045	-1,286	-3,037	-1,757	-2,880	0,316	0,146
$wr_{t-1} - y_{t-1}$	-2,907	0,044	-2,330	0,162	-2,121	-3,037	-3,184	-2,880	0,313	0,146
u_{STt}	-1,812	0,375	-1,343	0,609	-2,643	-3,037	-1,124	-2,880	0,192	0,146
u_{LTt}	-2,311	0,169	-0,895	0,790	-2,829	-3,037	-1,222	-2,880	0,300	0,146
Δy_t	-2,180	0,214	-2,721	0,071	-3,462	-3,037	-1,520	-2,880	0,062	0,146
Reszty(t)	-3,757	0,494	-5,621	0,007	.	.	.	.	.	.

Uwaga: wartości *p-value* i wartości krytyczne dla przypadku testu na istnienie pierwiastka jednostkowego w modelu ze stałą. Dla reszt podane wartości krytyczne dotyczą testu na występowanie kointegracji w równaniu z pięcioma zmiennymi egzogenicznymi, ze stałą i trendem.

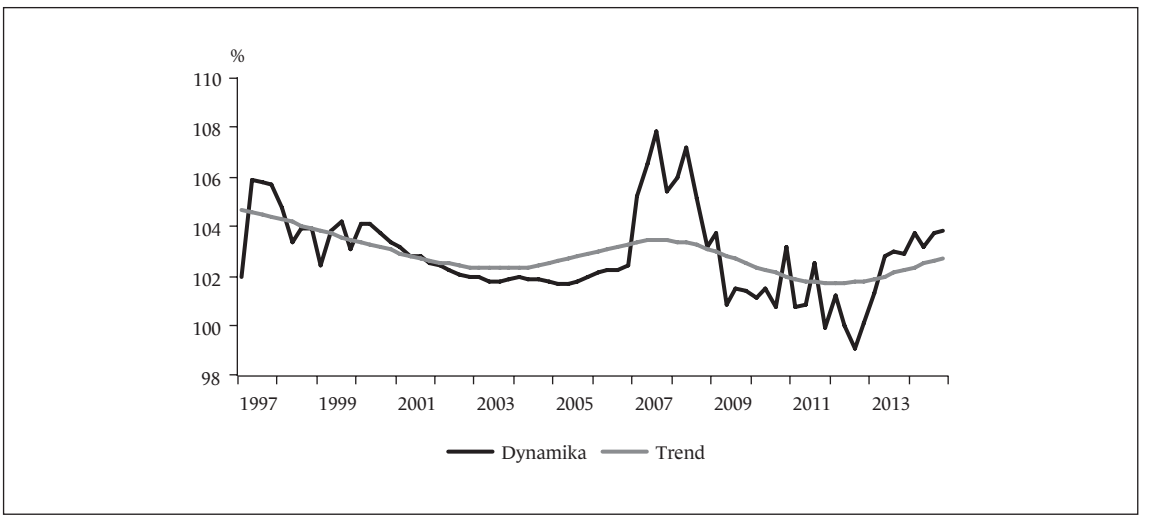
Wykres 1
Dynamika nominalnych wynagrodzeń, r/r



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

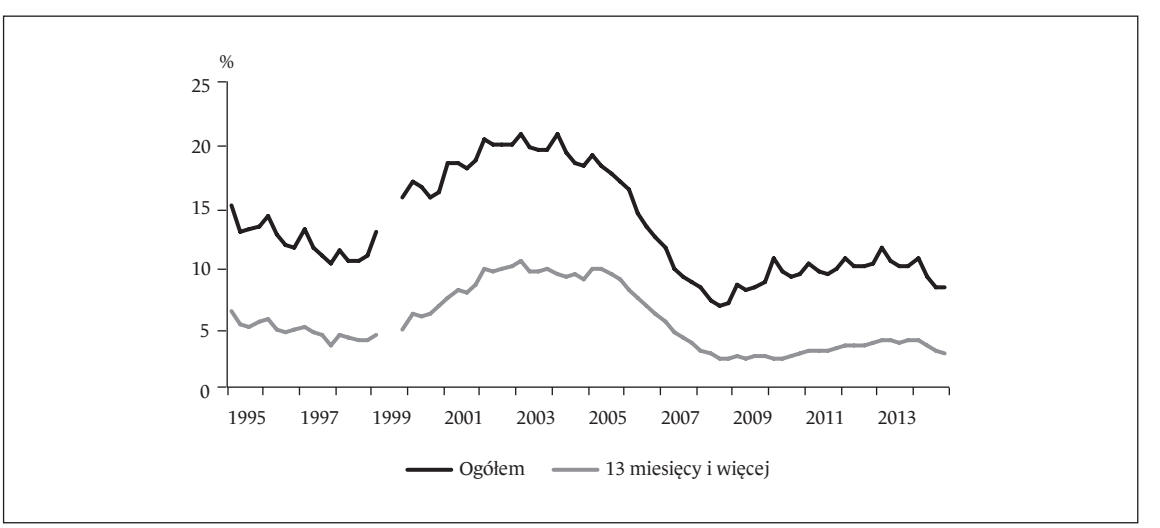
Źródło: *Kwartalne wskaźniki makroekonomiczne GUS*.

Wykres 2
Dynamika realnych wynagrodzeń, r/r



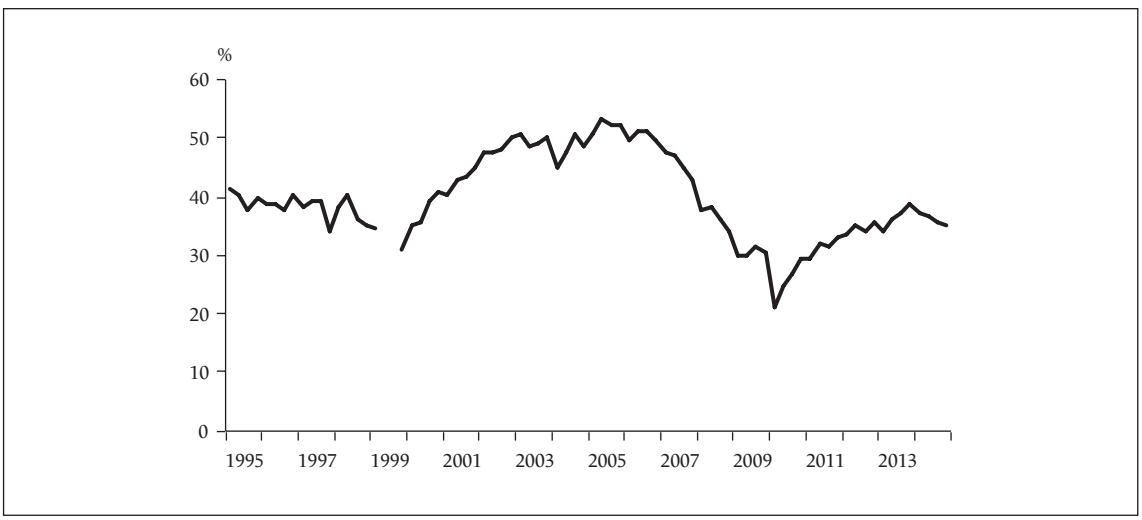
Uwaga: trend wyznaczony za pomocą filtru Hodricka-Prescotta, przy λ = 1600.
Źródło: *Kwartalne wskaźniki makroekonomiczne* GUS.

Wykres 3
Stopa bezrobocia



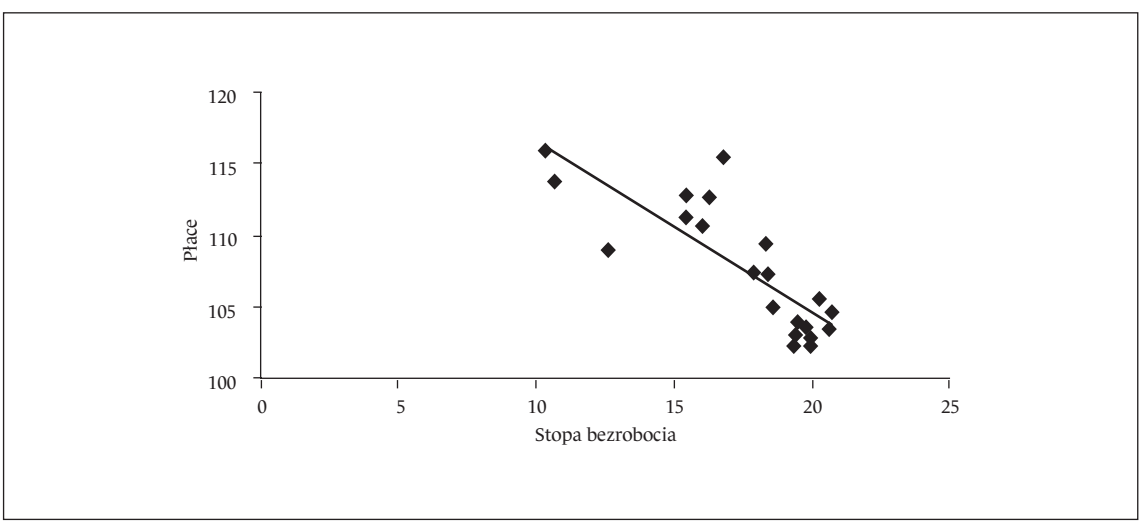
Źródło: dane BAEL skorygowane przez Saczuk (2014), *Kwartalne informacje o rynku pracy* – różne lata.

Wykres 4
Odsetek długotrwale bezrobotnych



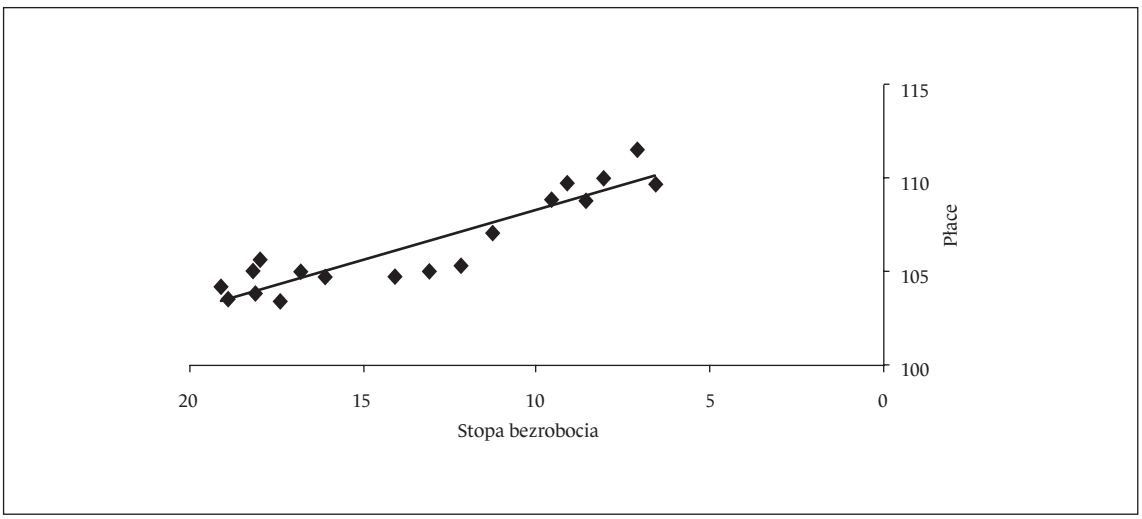
Źródło: dane BAEL skorygowane przez Saczuk (2014), *Kwartalne informacje o rynku pracy* – różne lata.

Wykres 5a
Stopa bezrobocia a dynamika płac nominalnych (II kw. 1998 – I kw. 2004)



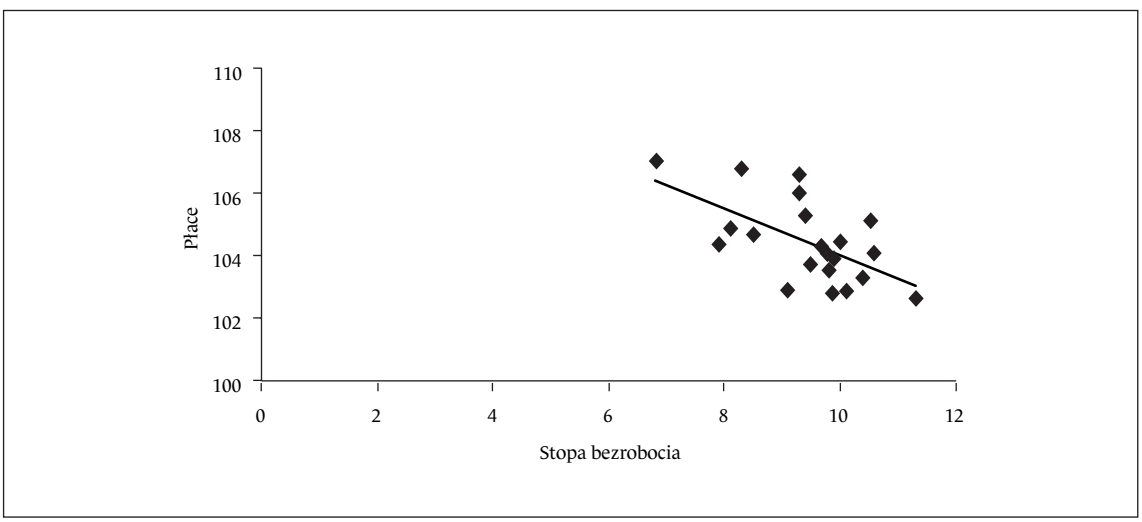
Wykres 5b

Stopa bezrobocia a dynamika płac nominalnych (II kw. 2004 – III kw. 2008)



Wykres 5c

Stopa bezrobocia a dynamika płac nominalnych (IV kw. 2008 – IV kw. 2013)



Źródło: opracowanie na podstawie danych BAEL skorygowanych przez Saczuk (2014), *Kwartalnych informacji o rynku pracy* – różne lata oraz *Kwartalnych wskaźników makroekonomicznych* GUS.

Wage dynamics and long-term unemployment in Poland

Abstract

The main aim of this paper is to find whether there is a relationship between growth of nominal wages and the rate of long-term unemployment in the Polish economy. To obtain the answer to this question, we estimated the Philips wage curve with unemployment decomposed into long and short-run components applying the LSM and using data spanning the period from 1996 to 2014. The obtained estimates of the parameters were used to find the contributions of each of the determinants to the wage growth rate. We also performed the analysis of the influence of non-stationarity and variable endogeneity on the results of statistical inference. We found a negative relationship between short-run unemployment and wage growth and no statistically significant relationship between long--run unemployment and wage growth. These findings suggest that the structure of unemployment influences the growth of nominal wages in the sense that the fall of short-run unemployment supports the increase in nominal wages even if the long-run unemployment is on the rise. Results obtained in this paper also indicate that unemployment is only one of the determinants of the growth of nominal wages, other factors including changes of inflation and labour productivity. Analysis shows that several factors contributed to the decline in the growth of nominal wages in Poland at the time of Great Recession – the rise of short-run unemployment, relatively low inflation and slower growth of labour productivity.

Keywords: long-run unemployment, wages, Philips curve, insiders-outsiders theory, human capital depreciation