

*Rafał Warzala**

WAHANIA KONIUNKTURALNE A RYNEK PRACY W POLSCE

WPROWADZENIE

Jednym z najczęściej wymienianych w literaturze miernikiem oceny stanu koniunktury gospodarczej jest sytuacja na rynku pracy. Zmiany stopy bezrobocia czy poziomu zatrudnienia oraz liczba ofert pracy mogą stanowić ważną informację o pogorszeniu bądź poprawie sytuacji koniunkturalnej kraju czy regionu. W literaturze przedmiotu wskazuje się, iż informacja na temat zatrudnienia lub bezrobocia jest wskaźnikiem równoległym w kategorii odniesienia względem szeregu referencyjnego. Oznacza to, iż wahania stopy bezrobocia oraz poziomu zatrudnienia wykazują zbieżność z szeregiem referencyjnym w zakresie występowania punktów zwrotnych cykli koniunkturalnych. Część ekonomistów jednak uważa, że w ciągu ostatnich 20–30 lat informacje na temat bezrobocia i zatrudnienia utraciły cechę równoczesności rejestracji punktów zwrotnych (Drozdowicz-Bieć, 2012, s. 80).

Celem niniejszego artykułu jest analiza cech związku przyczynowo-skutkowego między stanem koniunktury gospodarczej, wyrażonym za pomocą wahań produkcji przemysłowej i PKB, a właściwościami zmiennych rynku pracy, reprezentowanymi przez takie wielkości, jak: stopa bezrobocia, przeciętne zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw, liczba ofert pracy, poziom zatrudnienia, liczba nowo powstałych miejsc pracy, liczba przepracowanych godzin oraz poziom płac w sektorze przedsiębiorstw.

Podstawą oceny wymienionych relacji będzie analiza zachowania wybranych zmiennych obrazujących stan rynku pracy w Polsce względem wskaźników opisujących zmiany ogólnej aktywności gospodarki jak PKB oraz produkcja przemy-

* Katedra Makroekonomii, Wydział Nauk Ekonomicznych, Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, e-mail: rafal.warzala@uwm.edu.pl

słowa. Bezpośrednim rezultatem przeprowadzonej analizy będzie klasyfikacja badanych zmiennych rynku pracy na wyprzedzające, równoczesne i opóźnione względem szeregu referencyjnego, jak również określenie odchyleń najważniejszych cech morfologicznych poszczególnych zmiennych rynku pracy względem szeregu referencyjnego.

Do realizacji celu pracy wykorzystano metodę TRAMO-SEATS pozwalającą na wyeliminowanie z danych surowych efektów sezonowości oraz wpływu czynników nieregularnych (Kufel, 2007, s. 94). Do estymacji wahań cyklicznych wykorzystano metodę filtra asymetrycznego Christiano-Fitzgeralda (2003, s. 435–465), natomiast procedura oznaczenia punktów zwrotnych została oparta na metodzie Bry-Boschan (1971, s. 7–56).

Okres analizy obejmuje lata 2005–2012, a więc stosunkowo krótki przedział czasu. Jest on podyktowany brakiem porównywalnych danych, pochodzących z Głównego Urzędu Statystycznego, w dłuższych szeregach czasowych. Jednak z uwagi na to, iż pomiar zależności między szeregami czasowymi wymaga dysponowania danymi o co najmniej kwartalnej częstotliwości, uznano, że 32 okresowe szeregi spełniają wymóg minimalnej długości, niezbędnej do przeprowadzenia niniejszej analizy.

1. STAN KONIUNKTURY A RYNEK PRACY W LITERATURZE I W UJĘCIU EMPIRYCZNYM

1.1. WAHANIA KONIUNKTURY GOSPODARCZEJ A RYNEK PRACY W ŚWIETLE LITERATURY

Teoria ekonomii i obserwacje empiryczne pozwalają na określenie ogólnej zależności między stanem koniunktury makroekonomicznej a sytuacją na rynku pracy. Najogólniej mówiąc, dobra koniunktura powoduje poprawę sytuacji na rynku pracy, a zła koniunktura – jej pogorszenie. Niemniej jednak koniunktura makroekonomiczna jest bardziej odpowiedzialna za zmiany na rynku pracy, takie jak wzrost i spadek zatrudnienia bądź bezrobocia, niż za stan rynku pracy. Poziom zatrudnienia i bezrobocia jest bowiem kształtowany historycznie przez wzajemne oddziaływanie wielu czynników zewnętrznych i wewnętrznych dla danej gospodarki kraju czy regionu. Do ważniejszych czynników zewnętrznych należy polityka gospodarcza, system regulacyjny, do czynników wewnętrznych zaliczyć można sytuację demograficzną oraz szeroko rozumiane warunki lokalne. W przypadku wpływu ogólnokrajowej koniunktury makroekonomicznej na regionalne rynki pracy mechanizm przenoszenia impulsów jest dość oczywisty, choć daleki od automatycznego. Zwykle poprawa na rynkach pracy pojawia się z opóźnieniem wobec zmiany koniunktury i okres opóźnienia może być różny w zależności od innych okoliczności gospodarczych.

Według przedstawicieli ekonomii klasycznej, nie ma ekonomicznych przeszkód w osiągnięciu przez gospodarkę stanu pełnego zatrudnienia. Ma to wynikać

z pełnej elastyczności płac, których zmiany natychmiast niwelują wszelkie stany nierównowagi między popytem i podażą na rynku pracy. Oprócz elastycznych płac ekonomiści klasycy zakładają istnienie doskonale konkurencyjnych rynków oraz pełnej informacji na temat wolnych miejsc pracy. Istnienie nadwyżki podaży na rynku pracy w takiej sytuacji mogło mieć wyłącznie dobrowolny charakter (Snowdon, 1998, s. 60).

Tak zbudowany model rynku pracy w warunkach pogarszającej się koniunktury przewidywał tylko jedno rozwiązanie – odpowiedni spadek cen i płac nominalnych, zapewniający utrzymanie równowagi na rynku towarowym i rynku pracy. Zapobiegało to występowaniu wahań koniunkturalnych na wymienionych rynkach.

Brak odzwierciedlenia w rzeczywistości gospodarczej przyjętych przez klasyków założeń było punktem wyjścia krytyki modelu ze strony J.M. Keynesa. To, co jego poprzednicy uważali za zjawisko naturalne, Keynes traktował jako przypadek szczególnie, w którym łączny popyt odpowiada realizacji wytworzonej produkcji. Ponadto nie akceptował on twierdzenia, iż rynek pracy funkcjonuje na podstawie założeń doskonałej konkurencji. Sztywność płac nominalnych ogranicza wg Keynesa możliwość samoczynnego opróżniania rynku pracy. Konsekwencją tego jest spadek zatrudnienia w okresach niedostatecznego popytu w gospodarce – co występuje najczęściej. Według Keynesa okresy gorszej koniunktury, przejawiające się w spadku popytu lub ograniczaniu inwestycji, będą cechowały się istnieniem przymusowego bezrobocia (Snowdon, Vane, Wynarczyk, 1998, s. 80).

Na cykliczność zmian wielkości zatrudnienia i bezrobocia po raz pierwszy w literaturze ekonomicznej zwrócił uwagę W. Beveridge, wskazując jako przyczynę wzrostu bezrobocia czynniki o charakterze frykcyjnym oraz cyklicznym, sezonowym i strukturalnym. Zjawisko nierównowagi na rynku pracy miało, wg Beveridge'a, charakter krótkookresowy, zaś celem polityki gospodarczej powinno być pełne zatrudnienie (Drozdowicz-Bieć, 2012, s. 175).

Realizacja powyższego celu była w praktyce gospodarczej nieosiągalna, co skłoniło niektórych ekonomistów do opracowania innej koncepcji równowagi na rynku pracy. Jest nią koncepcja bezrobocia naturalnego, zgodnie z którą rynek pracy pozostaje w równowadze nawet wówczas, gdy występuje nadwyżka podaży pracy nad popytem. Autorami tej teorii są niezależnie M. Friedman oraz M. Phelps. Stoją oni na stanowisku, iż poziom naturalnej stopy bezrobocia wynika z ograniczonej elastyczności rynku pracy. Jest ona konsekwencją rozwiązań systemowych i może podlegać zmianom w czasie (Friedman, 1968, s. 47).

Badaniem zależności między zmianami produktu krajowego brutto i poziomem bezrobocia zajmował się także Arthur Okun. Swoją teorię oparł na wynikach badań w gospodarce amerykańskiej w latach 50. ubiegłego stulecia. Zgodnie z teorią Okuna na każdy punkt procentowy, o jaki bezrobocie przewyższa poziom stopy naturalnej, wartość produktu krajowego brutto odchyła się od poziomu potencjalnego o trzy punkty procentowe. Należy jednak zaznaczyć, co sugeruje sam autor teorii, iż wartość współczynnika Okuna jest zmienna w czasie. Obecnie wysokość omawianego współczynnika szacuje się na poziomie 2. Wynika to z róż-

nych warunków gospodarowania, panujących w poszczególnych gospodarkach oraz ze zmienności tych uwarunkowań w czasie (Prachowny, 1993, s. 331).

Współcześnie panuje przekonanie, że zmiany poziomu bezrobocia w cyklu koniunktury mają charakter antycykliczny, natomiast zatrudnienia – procykliczny. Obie te kategorie są opóźnione w stosunku do przebiegu cyklu koniunktury. Nie zawsze jednak opisana powyżej prawidłowość znajduje odzwierciedlenie w rzeczywistości gospodarczej. Przykładem zaburzeń zatrudnienia i bezrobocia w kontekście przebiegu koniunktury mogą być zmiany o charakterze obyczajowym, kulturowym. Wzrost aktywności zawodowej wśród kobiet, czy też podejmowanie pierwszej pracy przez młodzież uczącą się, może skutkować utrzymaniem się wysokiego poziomu stopy bezrobocia, nawet w sytuacji wysokiego tempa wzrostu gospodarczego (Drozdowicz-Bieć, 2012, s. 176).

Przyczyn wahań cyklicznych makroekonomia upatruje najczęściej w pojawianiu się nieprzewidywalnych, losowych zaburzeń. Zniekształcają one bodźce ekonomiczne wpływające na podmioty gospodarujące i pośrednio modyfikują ścieżkę rozwoju, którą podąża dana gospodarka. W tym ujęciu nie każda zmiana trajektorii wzrostu ma charakter cykliczny. Jeśli np. doszło do strukturalnego przełomu, dzięki któremu dynamika postępu technologicznego danego kraju trwale wzrosła, to uczestniczący w życiu gospodarczym aktorzy, m.in. pracodawcy i pracownicy dostosują zachowania do zmienionej perspektywy wzrostu produktywności. Gospodarka zaś wejdzie na nową, trwałą ścieżkę rozwoju, na której formułowane przez firmy i gospodarstwa domowe oczekiwania co do długookresowego kształtowania się płac, cen i stóp procentowych będą różne niż poprzednio. W konsekwencji trwałości takiej zmiany istotna część pierwotnego zaburzenia (korekty trendu) nie wywoła dodatkowych perturbacji w postaci wahań inwestycji konsumpcji, bezrobocia i zatrudnienia, lecz co najwyżej doprowadzi do permanentnych zmian tych wielkości w szybkim, trwającym kilka kwartałów procesie – taka modyfikacja dynamiki rozwoju nie będzie więc zmianą cykliczną, a zmianą trendu (Bukowski, Lewandowski, 2010, s. 23).

Niezależnie od powyżej zaprezentowanych koncepcji opisu przebiegu danego cyklu zmiany na rynku pracy wykazują silny związek z określonymi fazami cyklu koniunkturalnego. W fazie ożywienia gospodarka zmierza na powrót ku stanowi równowagi, z którego została wytracona wskutek poprzednich faz recesji lub spowolnienia gospodarczego. Powrót do równowagi ma charakter trójwymiarowy. Oznacza on dążenie do równowagi na rynku towarowym, rynku pracy i pieniądza. Po przekroczeniu punktu równowagi gospodarka zaczyna wchodzić w fazę późnego wzrostu, zwaną również „boomem”. Charakteryzuje się on narastającą dysproporcją między wyższą dynamiką popytu a coraz wolniejszym tempem wzrostu podaży, co wywołuje skutki uboczne w postaci presji na wzrost cen, a w konsekwencji płac. Wysoka dynamika płac skłania ludzi do podejmowania pracy (efekt substytucyjny), co powoduje spadek bezrobocia poniżej stopy naturalnej. Taki stan nie trwa jednak długo, gdyż na skutek wyższej dynamiki kosztów w porównaniu z przychodami ma miejsce spadek rentowności przedsiębiorstw. Rozpoczyna się proces oszczędzania, skracania czasu pracy, likwidacji zbędnych etatów oraz

przymusowych bezpłatnych urlopów. Proces taki najczęściej nazywany jest przegrzaniem gospodarki, wynikającym z niedopasowania dynamiki popytu i podaży w skali makro.

Po przekroczeniu górnego punktu zwrotnego następuje wyhamowanie wzrostu najważniejszych kategorii makroekonomicznych. W ramach pierwszej fazy spadkowej rozpoczyna się proces dostosowawczy, którego celem jest powrót do stanu równowagi. Ponieważ ceny i płace reagują z opóźnieniem na zmiany w gospodarce, w pierwszej kolejności ma miejsce dostosowanie po stronie popytu, który jest redukowany. Wymusza to ograniczenie wielkości produkcji, której nadmiar skutkuje wzrostem zapasów. Jednocześnie na rynku pracy mają miejsce procesy dostosowawcze, stopniowo redukujące cenę siły roboczej oraz wielkość zatrudnienia. Dostosowania po stronie popytu i podaży zachodzą do momentu, aż nastąpi osiągnięcie pewnej minimalnej równowagi w gospodarce, po której nastąpi odbicie w ramach kolejnego cyklu koniunkturalnego.

1.2. WAHANIA KONIUNKTURY GOSPODARCZEJ A RYNEK PRACY W POLSCE W ŚWIETLE BADAŃ EMPIRYCZNYCH

Odchylenia faktycznych zmian na rynku pracy w relacji do ogólnego stanu koniunktury dotyczą również polskiej rzeczywistości gospodarczej lat 1990–2012. Początek lat 90. XX wieku to w Polsce okres końca fazy kryzysu trwającego od lat poprzedniej dekady oraz początek ożywienia związanego z zapoczątkowaniem procesu transformacji gospodarczej. O ile pierwsze dwa lata okresu transformacji z punktu widzenia tempa wzrostu PKB zaliczyć można do straconych, to kolejne oznaczały w Polsce początek ożywienia. Stan ten z niewielkimi spadkami dynamiki wzrostu trwał do 1997 r., a mimo to towarzyszyły mu negatywne zmiany w zakresie zatrudnienia i bezrobocia. Przyczyną takiego zachowania polskiego rynku pracy było uwolnienie tzw. bezrobocia ukrytego jako pozostałości po gospodarce centralnie sterowanej oraz zmian strukturalnych, które zostały zapoczątkowane w związku z dostosowaniem wielkości i struktury zatrudnienia do potrzeb tworzącej się gospodarki rynkowej.

Pojęciem wprowadzonym do literatury przedmiotu, które oznacza również brak cykliczności rynku pracy w wyniku zmian aktywności gospodarki, jest zjawisko „chomikowania pracy”. Polega ono na zatrzymywaniu w firmie nadwyżkowej części pracowników przez pracodawców w czasie spowolnienia gospodarczego, kiedy koszty zwolnień i zatrudniania przekraczają bieżące koszty pracy (Strzelecki, Wyszyński, Saczuk, 2009, s. 78; Bukowski, Lewandowski, 2010, s. 17). Zjawisko to, jak wynika z badań, było przyczyną mniejszej eskalacji bezrobocia w Polsce w okresie ostatniego kryzysu ekonomicznego w porównaniu np. do spowolnienia gospodarczego lat 2000–2002 (Bukowski, Lewandowski, 2010, s. 39).

Zjawiskiem, któremu również towarzyszy brak cyklicznej zależności między zmianami na rynku pracy a ogólną aktywnością gospodarki, są tzw. okresy bezzatrudnieniowego wzrostu (*jobless growth*). Mają one miejsce wówczas, gdy gospodarka rozwija się w umiarkowanym tempie, któremu nie towarzyszy wzrost

popytu na pracę. W literaturze sformułowano trzy wyjaśnienia tego zjawiska (Bartosik, 2010, s. 1).

Według pierwszego stanowiska, jego przyczyną była nieefektywność rynku pracy wynikająca z przyjętych rozwiązań instytucjonalnych i zwiększająca cenę siły roboczej w stosunku do ceny kapitału. Według drugiego – strukturalny charakter bezrobocia w Polsce, powodujący, iż nawet w okresach ożywienia gospodarczego część aktywnych zawodowo nie mogła znaleźć pracy. Zgodnie z trzecim stanowiskiem – poprawa wydajności pracy wynikająca z redukcji ukrytego bezrobocia odziedziczonego po gospodarce centralnie planowanej, zmiany w strukturze produkcji na rzecz sektorów o większej wydajności pracy, efektu konwergencji przyspieszającego wzrost wydajności pracy w krajach doganiających, takich jak Polska, gdzie jest relatywnie słabe techniczne uzbrojenie pracy.

Taka sytuacja miała miejsce w Polsce również w latach 2002–2006. Rosnącej w roku 2002 produkcji nie towarzyszył wzrost zatrudnienia. Jego powolny wzrost nastąpił dopiero rok później. Utrzymywanie określonego poziomu wzrostu gospodarczego jest możliwe dzięki wzrostowi wydajności pracy, który ogranicza przyrost nowych miejsc pracy. Stąd też można zaobserwować wolniejszy przyrost nowych miejsc pracy w końcowej fazie boomu gospodarczego (Drozdowicz-Bieć, 2012, s. 177). Jest to okres ujawnienia się pełnego efektu podażowego inwestycji.

Kwiatkowski wskazuje, iż w latach 1993–2001 wzrost gospodarczy w Polsce był w dużej mierze wzrostem bezzatrudnieniowym (*jobless growth*). Sytuacja taka wynikała głównie z trzech powodów (Kwiatkowski, Kucharski, Tokarski, 2002, s. 375):

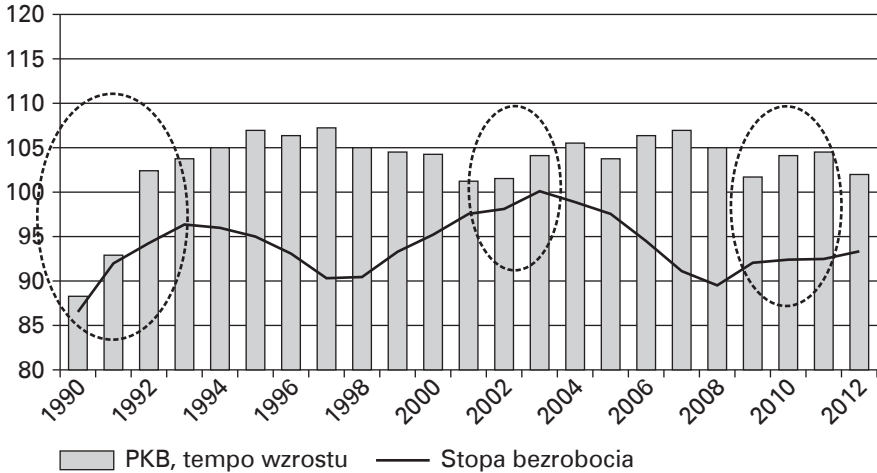
- likwidacji tzw. bezrobocia ukrytego z poprzedniego systemu gospodarczego oraz z pierwszych lat transformacji gospodarczej;
- zmian strukturalnych zachodzących zarówno na rynku produktów, jak i rynku pracy; zmiany te polegały na przesunięciach liczby pracujących z rolnictwa i schyłkowych gałęzi przemysłu do usług;
- wysokiego wzrostu wydajności pracy, znanego w literaturze jako efekt konwergencji.

Inni autorzy kładą nacisk na stopień sztywności rynku pracy oraz wysokość płacowych i pozapłacowych kosztów pracy. Powoduje to, iż przedział czasowy sztywności rynku pracy, w którym wzrostowi PKB nie towarzyszy wzrost zatrudnienia, jest w Polsce bardzo szeroki (Ciżkowicz, Rzońca, 2003, s. 690–691).

Dane zaprezentowane na rysunku 1 wskazują, że w Polsce w latach 2002–2003 oraz 2009–2011 miał miejsce wzrost stopy bezrobocia, któremu towarzyszyło dodatkowo tempo wzrostu gospodarczego. Realizacja wzrostu gospodarczego na poziomie 2–4% była możliwa do osiągnięcia dzięki zwiększonej wydajności pracy, która ogranicza tempo kreowania nowych miejsc pracy. Niemniej jednak głębszy spadek podaży pracy w okresie dekoniunktury lat 2002–2004 przyczynił się do silniejszej reakcji zatrudnienia (spadku) i bezrobocia (wzrostu) na recesję, niż można byłoby się spodziewać, gdyby podaż pracy kształtowała się stabilnie. To właśnie wzrost wskaźnika aktywności zawodowej, następujący od czwartego kwar-

tału 2007 r., umożliwił utrzymanie wskaźnika zatrudnienia ponad średniookresowym, historycznym trendem, także gdy wzrost gospodarczy z początkiem 2009 r. wyraźnie osłabł (Bukowski, Lewandowski, 2010, s. 24).

Rysunek 1. Dynamika PKB a zmiany stopy bezrobocia w Polsce w latach 1990–2012



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl – data dostępu: 20.09.2013 r.).

Zjawiskiem, którego znaczne nasilenie można było obserwować w Polsce oraz w krajach Europy Środkowej i Wschodniej w pierwszym okresie transformacji gospodarczej, jest problem bezrobocia strukturalnego. Wynika ono z niedopasowania kwalifikacji pracowników do potrzeb rynku pracy. Na skutek dominacji tradycyjnych gałęzi przemysłu, nieefektywnego modelu gospodarstw rolnych oraz zmian strukturalnych, związanych z prywatyzacją majątku państwowego, występuje zjawisko utrzymywania się na stałym poziomie pewnej liczby osób bezrobotnych, mimo zmian ogólnej aktywności gospodarczej. Zmiany w zasobach bezrobocia strukturalnego zachodzą w długim okresie i najczęściej nie wynikają ze zmian tempa wzrostu gospodarczego. Są one związane z polityką państwa, dotyczącą sposobów aktywizacji zawodowej osób długotrwale bezrobotnych oraz sprawnością funkcjonowania instytucji pośrednictwa rynku pracy. Zatem ten rodzaj bezrobocia także nie podlega zmianom o charakterze *stricte* cyklicznym.

Problem bezrobocia strukturalnego dotyczy w różnym stopniu poszczególnych regionów Polski. W największym stopniu ujawnia się on w regionach Polski północnej i wschodniej. Jest to w większości obszar o dużym udziale produkcji rolnej, w której zaszły istotne przemiany w okresie transformacji. Znaczna konsolidacja w tym sektorze gospodarki oraz w wielu przypadkach brak alternatywnych form zatrudnienia skutkują długotrwałym bezrobociem strukturalnym, którego skala nie jest zależna od zmian koniunkturalnych.

Nawet pobieżna analiza rynku pracy pokazuje, że stopień reakcji poszczególnych elementów składowych na tym rynku na określoną fazę cyklu koniunkturalnego jest zróżnicowany.

2. METODYCZNE PROBLEMY ANALIZY WAHAŃ KONIUNKTURALNYCH NA RYNKU PRACY

Jednym z najtrudniejszych etapów analizy koniunktury gospodarczej jest dokładne oznaczenie punktów zwrotnych, a co za tym idzie – faz cyklu koniunkturalnego. Wynika to z jednej strony ze złożoności zjawiska, jakim jest przejście do kolejnej fazy cyklu, a z drugiej – również z wielości metod wykorzystujących różne techniki wyznaczania tych elementów. W literaturze wyróżnia się trzy główne koncepcje wyodrębniania wahań koniunkturalnych (*Z prac nad ...*, 1997, s. 23):

- koncepcja klasycznego cyklu koniunktury polegająca na badaniu wahań absolutnych wartości wskaźników gospodarczych;
- koncepcja cyklu odchyień, zgodnie z którą mierzy się odchylenie absolutne lub względne ścieżki wzrostu od długookresowego trendu;
- koncepcja cyklu wzrostu polegająca na analizowaniu zmian tempa wzrostu gospodarczego bez określenia, jaka część tych zmian wynika z procesu wzrostu, a jaka przypada na cykl koniunkturalny.

We współczesnych analizach koniunktury gospodarczej ekonomiści koncentrują się na dwóch rodzajach wahań cyklicznych: cyklach klasycznych oraz cyklach wzrostowych, zwanych cyklami odchyień. Podstawą wyodrębnienia tych rodzajów cykli jest budowa morfologiczna i przebieg poszczególnych wahań (Drozdowicz-Bieć, 2012, s. 15).

Należy podkreślić, iż w zależności od wyboru koncepcji wyodrębniania wahań koniunkturalnych, różny będzie obraz cyklu koniunkturalnego w zakresie usytuowania punktów zwrotnych, czasu trwania faz i związanych z tym pozostałych cech morfologicznych. Nie oznacza to jednak, że badania empiryczne koniunktury są z góry skazane na relatywizm. Wymaga to jednak z uprzedniego przyjęcia określonych założeń analitycznych, sformułowania przyjmowanych definicji oraz teoretycznych przesłanek badań (*Z prac nad ...*, 1997, s. 13–14).

Do celów analizy w niniejszej pracy przyjęto jako podstawę badań cykle wzrostu. Metoda ta pozwala na identyfikację cykli koniunktury nawet wówczas, gdy ma miejsce długi okres nieprzerwanego wzrostu. Wówczas analiza wartości absolutnych nie przynosi klarownych rezultatów. Wynika to ze stosunkowo krótkich szeregów czasowych o jednolitych pod względem metodologicznym danych statystycznych. Krótkie szeregi czasowe pozwalają wyodrębnić cykle wzrostowe, podczas gdy dla obserwacji cykli klasycznych niezbędne są co najmniej kilkunaścieletnie szeregi czasowe (Herbst, 2003, s. 27; *Z prac nad ...*, 1997, s. 22).

Jednym z najistotniejszych problemów związanych z empiryczną analizą fluktuacji koniunkturalnych, prowadzonych w skali całego kraju, jak i jego poszczególnych regionów, jest optymalny dobór wskaźników do oceny morfologii cykli gospodarczych. W tym kontekście w literaturze wskazuje się na dwa główne kryteria, jakim powinny podlegać zmienne ekonomiczne (Zarnowitz, Boschan, 1975, s. 7; Barczyk, Kruszką, 2003, s. 40):

- istotność ekonomiczna zmiennych,
- cechy formalno-statystyczne szeregów czasowych.

W związku z powyższym do analizy empirycznej wykorzystano dane, które w najwyższym stopniu odzwierciedlają ważne dla rynku pracy zjawiska, będąc jednocześnie zmiennymi istotnymi dla analizy wahań koniunkturalnych. Ponadto wyselekcjonowane szeregi empiryczne spełniają drugi postulat dotyczący wymogów formalno-statystycznych. Wśród nich najważniejszą rolę odgrywają (Barczyk, Kruszką, 2003, s. 41; *Złożone wskaźniki ...*, 1998, s. 45–46):

- częstotliwość publikacji – analiza morfologii cykli koniunkturalnych wymaga dysponowania danymi w miesięcznych lub kwartalnych interwałach;
- długość szeregu czasowego – w celu wyodrębnienia całego cyklu lub kilku cykli niezbędne jest operowanie danymi o co najmniej dziesięcioletnim szeregu czasowym;
- wrażliwość na zmiany koniunkturalne oraz reprezentatywność dla analizowanego obszaru gospodarki (dane sektorowe bądź syntetyczne);
- porównywalność danych w czasie – dotyczy jednakowych reguł agregacji zmiennych syntetycznych oraz jednolitość metod konstrukcji indeksów.

Na podstawie powyższych kryteriów do analizy morfologii cyklu koniunkturalnego w Polsce w latach 2005–2012 wybrano następujące zmienne ekonomiczne:

- stopa bezrobocia rejestrowanego,
- poziom zatrudnienia,
- liczba ofert pracy,
- liczba nowo powstałych miejsc pracy,
- poziom płac w sektorze przedsiębiorstw,
- liczba wyrejestrowanych bezrobotnych,
- przeciętna liczba godzin przepracowanych w sektorze prywatnym.

Istotnym problemem, jaki napotykają ekonomiści w trakcie analiz wahań koniunkturalnych, jest wyeliminowanie wahań sezonowych z danych surowych szeregów czasowych. Celem wyrównywania sezonowego jest eliminacja tzw.

efektów kalendarza, składnika sezonowego oraz odpowiednie uwzględnienie w estymacji zmiennych nietypowych i brakujących obserwacji. Analiza dekompozycji szeregów czasowych obejmuje również wyodrębnienie tzw. składników nieregularnych, do których zaliczamy (Grudkowska, Paśnicka, 2007, s. 8–9):

- czynniki jednorazowe – wywołują odchylenia wartości rzeczywistej od przewidywanej tylko w jednym okresie;
- czynniki o charakterze przejściowym, powodujące odchylenia od poziomu prognozowanego w ciągu kilku okresów, zaś powrót do stanu wyjściowego ma postać funkcji wykładniczej;
- czynniki długotrwałe – powodują trwałą zmianę poziomu badanej zmiennej;
- innowacje – powodują trwałą zmianę dotychczasowego trendu rozwoju analizowanego zjawiska, np. zastosowanie nowej technologii produkcji;
- skutki nieregularne, wywołane przez czynniki losowe lub niemożliwe do przewidzenia, takie jak: klęski żywiołowe, nagłe zmiany w polityce państwa, strajki.

Do najbardziej kompleksowych metod wyrównania sezonowego należą X-12-ARIMA oraz TRAMO/SEATS. Korzystając z rekomendowanej w literaturze metody odsezonowania danych empirycznych w niniejszej pracy zastosowano metodę TRAMO/SEATS (Grudkowska, Paśnicka 2007, s. 10).

Do estymacji czynnika cyklicznego z odsezonowanych uprzednio danych empirycznych za pomocą metody TRAMO/SEATS jako metodę wyodrębnienia cykli wzrostowych wybrano asymetryczny filtr Christiano-Fitzgeralda, który daje bardziej stabilne w czasie szacunki i umożliwia otrzymanie oszacowań cyklu na początku i końcu szeregu czasowego (Adamowicz i in., 2012, s. 12), natomiast procedura oznaczenia punktów zwrotnych została oparta na metodzie Bry-Boschan (por. Adamowicz i in., 2012, s. 13). Do analizy cech morfologicznych wahań cyklicznych wykorzystano miary zmienności i rozproszenia, tj. pomiar długości poszczególnych faz i cykli, odchylenia standardowego, współczynnika zmienności, amplitudy i intensywności oraz analizę korelacji krzyżowych. Na podstawie otrzymanych wyników przeprowadzono analizę cech morfologicznych wybranych zmiennych składowych charakteryzujących sytuację na rynku pracy.

3. WŁAŚCIWOŚCI ZMIENNYCH RYNKU PRACY W POLSCE – WYNIKI BADAŃ EMPIRYCZNYCH

3.1. ZMIANY ZATRUDNIENIA NA TLE WAHAŃ PRODUKCJI PRZEMYSŁOWEJ I PKB W POLSCE

Wyniki badań publikowanych w literaturze wskazują, iż stopa bezrobocia jest silnie cykliczna i w niektórych przypadkach rejestruje wahania koniunktury szybciej niż dane na temat pracujących. Dodatkowo przez odniesienie liczby bezrobot-

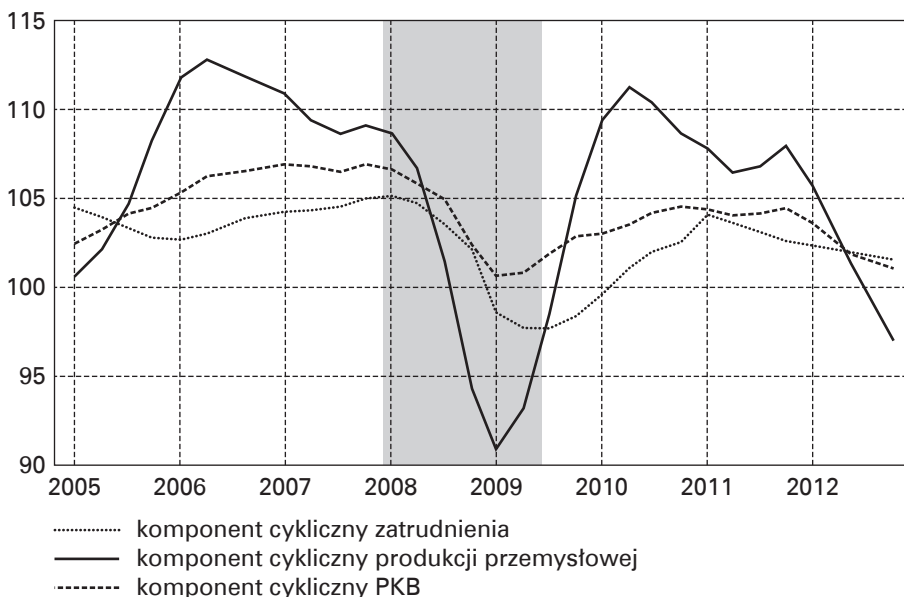
nych do aktywnych zawodowo koryguje się wpływ wahań demograficznych na rynek pracy (Pater, 2011, s. 120).

Zmiany zatrudnienia wykazują najczęściej procykliczny charakter, tzn. rosną w okresie ożywienia i spadają w czasie recesji. Na rysunku 2 można również zaobserwować drugą właściwość szeregu zatrudnienia, tzn. 2–3-kwartalne opóźnienie w stosunku do szeregu referencyjnego (zarówno PKB, jak i produkcji przemysłowej). Od tej ogólnej zasady mogą występować odstępstwa. Pierwszym z nich jest spadek dynamiki zatrudnienia w 2005 r., podczas gdy dynamika PKB, a w szczególności produkcji przemysłowej, znacznie wzrastała. W kolejnym roku nastąpiła sytuacja odwrotna. Potwierdza to jednak ogólną prawidłowość dotyczącą opóźnienia w czasie zmian w poziomie zatrudnienia w odniesieniu do zmian szeregu referencyjnego. Podobne przesunięcie miało miejsce w okresie załamania gospodarczego z 2009 roku. Odnotowano wówczas w gospodarce najniższy poziom zatrudnienia w ciągu analizowanego okresu, tj. latach 2005–2012. W okresie niewielkiego odbicia od dna, tj. w latach 2010–2011, nastąpił wzrost liczby pracujących, jednak rok 2012 przyniósł już ponowne wyhamowanie wzrostu zatrudnienia w gospodarce. Efekt opóźnienia zmian w zakresie wielkości zatrudnienia jest widoczny w dwóch podokresach, tj. w latach 2006–2007 oraz 2010–2011. W obu przedziałach czasu mieliśmy do czynienia jednocześnie ze wzrostem dynamiki zatrudnienia i powolnym spadkiem dynamiki produkcji przemysłowej.

Ciekawym zestawieniem jest porównanie dynamiki zmian liczby zatrudnionych ogółem do liczby zatrudnionych w sektorze przedsiębiorstw. Analiza okresu 2005–2009 wskazuje na większą pozytywną dynamikę wzrostu zatrudnienia w sektorze mikroprzedsiębiorstw w porównaniu z jednostkami większymi. Z kolei okres 2010–2012 cechował się względnie porównywalną dynamiką zatrudnienia w sektorze przedsiębiorstw jak również w liczniejszej grupie mikrojednostek. W przedsiębiorstwach w okresie kryzysu mają miejsce grupowe zwolnienia oraz likwidacja miejsc pracy wskutek np. zakończenia okresu stażów zawodowych. Ponadto jednostki większe, działające w większym stopniu w przemyśle, są bardziej narażone na negatywne skutki kryzysu ekonomicznego. W małych firmach, które najczęściej funkcjonują w sektorze usług, ma miejsce wyższa elastyczność w tym zakresie. Są one natomiast bardziej wrażliwe na zmiany przepisów prawa w zakresie zasad rozliczania podatków, czasu pracy oraz groźby utraty płynności finansowej spowodowanych np. zatorami płatniczymi ze strony dużych jednostek gospodarczych.

Analiza pozostałych cech morfologicznych cyklu liczby zatrudnionych w przedsiębiorstwach ogółem wykazała relatywnie wysoki poziom współczynnika koherencji (0,74). Wartość współczynnika korelacji równoczesnej między liczbą zatrudnionych a szeregiem referencyjnym wyniosła 0,81 i była nieznacznie niższa od maksymalnej wartości uzyskanej dla wskaźnika korelacji krzyżowej (0,94) przy kwartalnym opóźnieniu. Powyższe wyniki świadczą o wysokim stopniu współzbieżności między omawianą zmienną, charakteryzującą stan rynku pracy, a szeregiem referencyjnym.

Rysunek 2. Wahania czynnika cyklicznego liczby zatrudnionych na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji przemysłowej i PKB w Polsce



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl – data dostępu: 20.09.2013 r.).

3.2. ZMIANY POPYTU NA PRACĘ NA TLE WAHAŃ PRODUKCJI PRZEMYSŁOWEJ I PKB W POLSCE

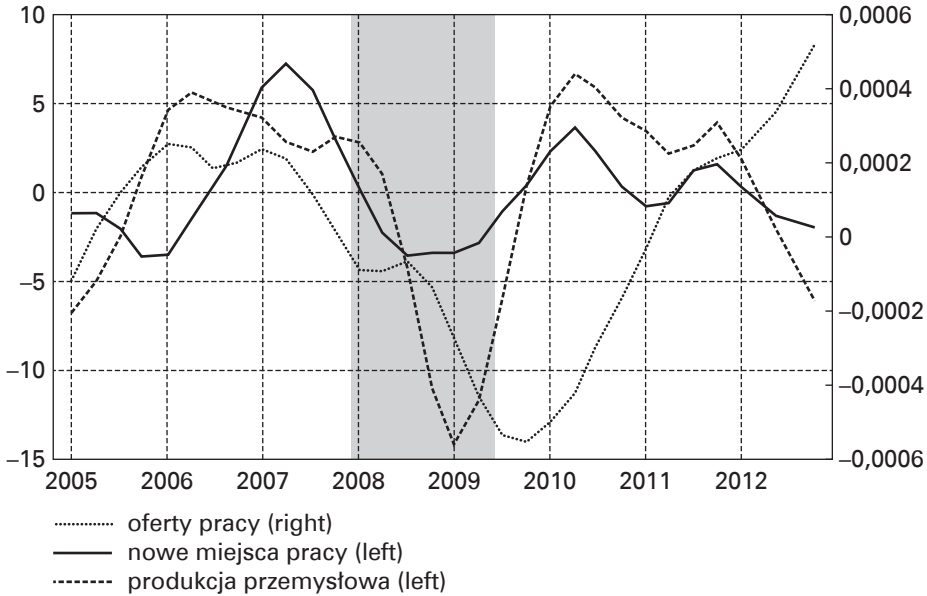
Analiza zaprezentowana rysunku 3 pozwala ocenić względną zależność między zmiennością produkcji przemysłowej jako wskaźnika referencyjnego cyklu koniunkturalnego a zmianami popytu na pracę, wyrażonymi takimi wskaźnikami, jak: liczba ofert pracy i liczba nowo utworzonych miejsc pracy. Wprawdzie analiza ta jest stosunkowo krótka, ze względu na ograniczoność danych GUS, ale już 32 okresowe szeregi czasowe¹ pozwalają na uchwycenie pewnych przesunięć w zakresie stopnia korelacji między badanymi zmiennymi.

A. Zmiany liczby ofert pracy

Liczba ofert pracy, rozumiana jako element popytu na pracę, może stanowić o przewidywaniach przedsiębiorców odnośnie do zmian ich sytuacji ekonomicznej, wynikającej ze zmian wartości portfela zamówień. Należy jednak zwrócić uwagę, że nie zawsze i w każdym przypadku jest to jedyny wyznacznik popytu na pracę.

¹ Do zbadania zależności wykorzystano dane kwartalne GUS (www.stat.gov.pl).

Rysunek 3. Wahania czynnika cyklicznego liczby nowych miejsc pracy² oraz ofert pracy³ na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji przemysłowej w Polsce w latach 2005–2012



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl – data dostępu: 20.09.2013 r.).

Realizacja przez państwo różnych programów pomocowych dla bezrobotnych, niepełnosprawnych czy osób bezpośrednio po studiach powoduje istotne zmniejszenie w tym zakresie. Polega ono na udzielaniu dofinansowania przedsiębiorcom części kosztów wynikających z zatrudnienia pracowników objętych tego typu programami. Niestety w wielu przypadkach wraz z zakończeniem okresu pomocy ze strony państwa następuje zwolnienie pracownika „z przyczyn ekonomicznych”. Tylko niewielka część nowo powstałych miejsc pracy jest utrzymywana. Są to tzw. rynkowe miejsca pracy, tworzone w wyniku określonej potrzeby na rynku danego przedsiębiorstwa.

² Nowo utworzone miejsca pracy to miejsca pracy powstałe w wyniku zmian organizacyjnych, rozszerzenia lub zmiany profilu działalności oraz wszystkie miejsca pracy w jednostkach nowo powstałych (www.stat.gov.pl).

³ Oferty pracy (wolne miejsca pracy) są to miejsca pracy powstałe w wyniku ruchu zatrudnionych bądź nowo utworzone, w stosunku do których spełnione zostały jednocześnie trzy warunki (www.stat.gov.pl):

1) miejsca pracy w dniu sprawozdawczym były faktycznie nieobsadzone,

2) pracodawca czynił starania, aby znaleźć osoby chętne do podjęcia pracy,

3) w przypadku znalezienia właściwych kandydatów pracodawca byłby gotów do natychmiastowego przyjęcia tych osób.

W wyniku przeprowadzonej analizy morfologicznej składnika cyklicznego liczby ofert pracy stwierdzono opóźnienie fazowe w zakresie od dwóch kwartałów dla dolnych punktów zwrotnych do trzech kwartałów dla górnych punktów zwrotnych. Wartość współczynnika korelacji równoczesnej była niska (0,11), natomiast najwyższą wartość korelacji krzyżowej odnotowano dla ośmiokwartalnego wyprzedzenia (0,86). Intensywność badanej zmiennej była zbliżona do zmienności szeregu referencyjnego (przemysł) i wyniosła 10 kwartałów.

Opóźnienie w zakresie liczby ofert pracy oznacza, iż przedsiębiorstwa starają się w pierwszej kolejności wykorzystać potencjał już zatrudnionych pracowników i dopiero w fazie późnego ożywienia zaczynają zgłaszać zapotrzebowanie na dodatkową siłę roboczą. Może to również wynikać z podjętej wcześniej reorganizacji, która przyczyniła się do wzrostu wydajności i efektywności już zatrudnionych. Należy jednak mieć na uwadze to, o czym już wspomniano, iż nie wszystkie oferty pracy są rezultatem samego działania sił rynkowych. Niestety ograniczona dostępność danych GUS uniemożliwia rozdzielenie tzw. subsydiowanych i niesubsydiowanych miejsc pracy. Pozwoliłoby to na ocenę zależności z wyłączeniem efektu polityki krótkookresowego stymulowania zatrudnienia, realizowanej przez państwo.

B. Zmiany liczby nowo powstałych miejsc pracy

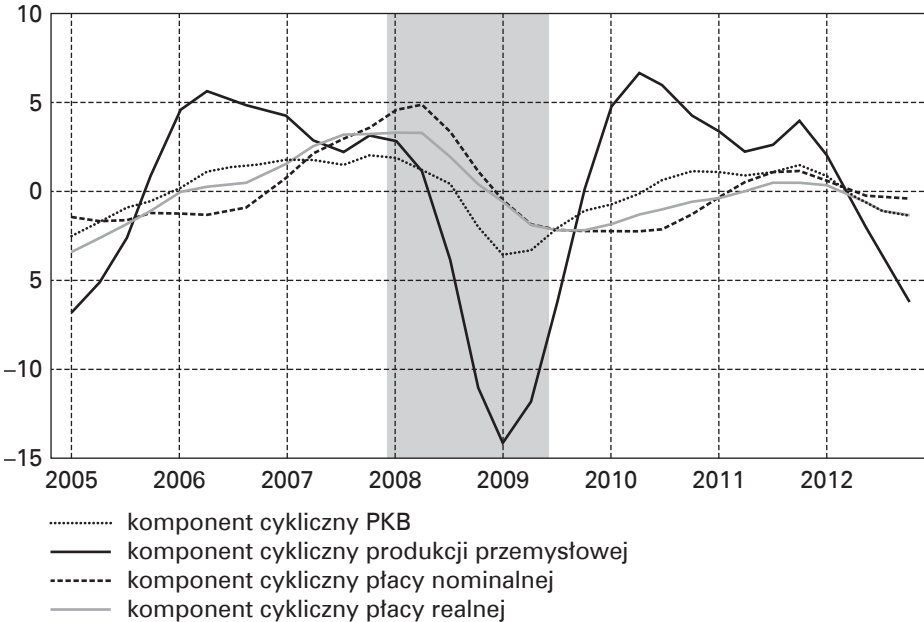
Zmienną wyprzedzającą w relacji do szeregu referencyjnego okazała się liczba nowo powstałych miejsc pracy. W wyniku przeprowadzonej analizy morfologicznej stwierdzono, że zakres wyprzedzeń wahał się od trzech do sześciu kwartałów dla górnych punktów zwrotnych oraz 4 kwartały w przypadku załamania w czasie ostatniego kryzysu ekonomicznego. Oznacza to, że firmy dokonują zmian o charakterze strategicznym i organizacyjnym w okresach trwania fazy spadkowej, aby jeszcze przed osiągnięciem dna uruchomić proces wychodzenia z kryzysu i przygotowania się do nadejścia kolejnej fazy pomyślnej koniunktury. Analiza korelacji równoczesnej, podobnie jak w przypadku liczby ofert pracy, wykazywała niewielką zbieżność (0,05), natomiast najwyższą wartość korelacji krzyżowej (0,85) uzyskano dla wyprzedzenia o osiem kwartałów w relacji do szeregu referencyjnego PKB. Intensywność wahań cyklicznych liczby ofert pracy była zbliżona do intensywności liczby nowo utworzonych miejsc pracy, natomiast amplituda poszczególnych faz oraz cyklu była wyższa dla liczby ofert pracy i wykazywała zbieżność z amplitudą zmian produkcji przemysłowej.

3.3. ZMIANY POZIOMU PŁAC NA TLE WAHAŃ PRODUKCJI PRZEMYSŁOWEJ I PKB W POLSCE

Kształtowanie się płac jest kolejnym ważnym parametrem określającym sytuację na rynku pracy. Wysokość i dynamika płac jest pochodną takich czynników, jak: stopień nierównowagi na rynku pracy, wydajność pracy, stan koniunktury, jakość kapitału ludzkiego oraz polityki państwa na rynku pracy. Ogólnie rzecz biorąc, zmiany poziomu płac mają charakter procykliczny, tzn. rosną w okresie ożywienia, a spadają w okresie recesji. Jak wynika z przeprowadzonych badań, zmiany

w dynamice płac zachodzą jednak z niewielkim opóźnieniem w relacji do zmian koniunktury gospodarczej. W Polsce w latach 2005–2012 przeciętne opóźnienie zmian poziomu płac w stosunku do zmian PKB wyniosło jeden kwartał.

Rysunek 4. Wahanie czynnika cyklicznego płacy nominalnej i realnej w przedsiębiorstwach⁴ na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji przemysłowej i PKB w Polsce w latach 2005–2012



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl – data dostępu: 20.09.2013 r.).

W latach 2005–2008 wartość przeciętnego wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw w Polsce wzrastała zarówno w ujęciu nominalnym, jak i realnym. W tym okresie przeciętne tempo wzrostu płac nominalnych wyniosło 7,2%, natomiast w ujęciu realnym 4,5%. W kolejnym okresie, tj. w latach 2009–2012, dynamika płac była znacznie niższa i wyniosła 4% w ujęciu nominalnym, zaś realnie płace praktycznie nie uległy zmianie. Łącznie w całym badanym okresie wzrost przeciętnej płacy w przedsiębiorstwach na poziomie nominalnym wyniósł 52%, zaś na poziomie realnym 20%. Analiza cech morfologicznych cyklu płac nominalnych oraz realnych wykazała kwartalne opóźnienie w porównaniu do szeregu referencyjnego PKB w zakresie położenia punktów zwrotnych. Ponadto wartość współczynnika koherencji dla obu wariantów płacy (0,33 i 0,6) wskazuje na znaczną współzbieżność omawianych szeregów. Także analiza korelacji równoczesnej wykazywała istotną zależność między badanymi zmiennymi. Natomiast najwyższe wartości korelacji krzyżowej otrzymano dla opóźnień pięciokwartalnych (dla płacy nominalnej 0,95, zaś dla płacy realnej 0,87). Intensywność cyklu płac jest nieznac-

⁴ Wartości dotyczą przedsiębiorstw o liczbie zatrudnionych większej od 9.

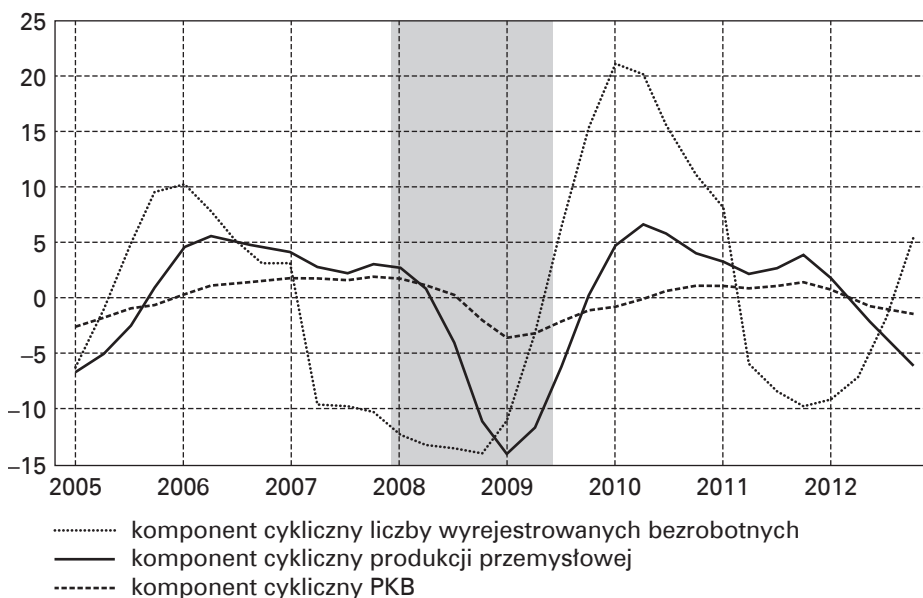
nie mniejsza w porównaniu z intensywnością zmian PKB oraz znacząco mniejsza w odniesieniu do zmian produkcji przemysłowej (wyniki w załączniku). Amplituda wahań płacy nominalnej jest wyższa od amplitudy PKB oraz wyższa od amplitudy płacy realnej, która jest zbliżona do przedziału zmian PKB.

Dla utrzymania zrównoważonego tempa wzrostu gospodarczego istotna jest relacja między wzrostem wynagrodzeń a wzrostem wydajności pracy. Wydajność pracy w Polsce w badanym okresie systematycznie wzrastała, jednak tempo wzrostu jest niejednakowe we wszystkich gałęziach gospodarki (wyższe w przemyśle, niższe w usługach). W latach 2005–2006 tempo wzrostu płac odpowiadało dynamice wzrostu wydajności pracy. Natomiast w latach 2007–2009 tempo wzrostu wynagrodzeń wyprzedziło zmiany wydajności. Wysoki wzrost płac może przyczynić się do mniejszej dynamiki wzrostu zatrudnienia, a przez to do pogorszenia sytuacji na rynku pracy. Od roku 2010 obserwujemy stagnację płac w przedsiębiorstwach w ujęciu realnym.

3.4. ZMIANY LICZBY WYREJESTROWANYCH BEZROBOTNYCH NA TLE WAHAŃ PRODUKCJI PRZEMYSŁOWEJ I PKB W POLSCE

Zmienną charakteryzującą stan rynku pracy od strony strumieni odpływu z bezrobocia jest liczba osób bezrobotnych, które zostały wyrejestrowane z powodu podjęcia pracy (rys. 5). Analiza korelacji z przesunięciem wykazała, iż odpływ

Rysunek 5. Wahania czynnika cyklicznego liczby wyrejestrowanych bezrobotnych na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji przemysłowej i PKB w Polsce w latach 2005–2012



Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl – data dostępu: 20.09.2013 r.).

bezrobotnych wykazuje cechy zmiennej wyprzedzającej w relacji do szeregu referencyjnego (zarówno PKB, jak i produkcji przemysłowej). Zakres wyprzedzenia waha się od trzech do czterech kwartałów w odniesieniu do zmiennej PKB oraz do pięciu kwartałów w przypadku szeregu produkcji przemysłowej. Zróznicowanie zakresu wyprzedzeń dotyczy również określonych punktów zwrotnych. Ponadto wahania cykliczne odpływu bezrobotnych wykazują większą amplitudę obu faz cyklu i intensywność wahań w relacji do szeregu referencyjnego. Ma tu jednak miejsce specyficzna asymetryczność cyklu przejawiająca się większą długością fazy spadkowej w porównaniu do fazy wzrostowej. Jest to asymetria odwrotna do przebiegu zmiennych referencyjnych zarówno produkcji przemysłowej, jak i PKB. Szczegółowe wartości wyników badań znajdują się w załączniku.

3.5. ZMIANY LICZBY PRZEPRACOWANYCH GODZIN NA TLE WAHAŃ PRODUKCJI PRZEMYSŁOWEJ I PKB W POLSCE

Ostatnim badanym elementem rynku pracy w Polsce były wahania liczby godzin pracowanych w przemyśle. Stanowią one pochodną realizowanych zamówień na produkcję oraz są wynikiem podpisanych uprzednio kontraktów. Jest to trzecia zmienna (obok zmiennych: liczba wyrejestrowanych bezrobotnych oraz liczba nowo powstałych miejsc pracy) pochodząca z rynku pracy o charakterze wyprzedzającym w relacji do szeregu referencyjnego. Zakres wyprzedzeń wahał się od czterech kwartałów dla górnych do sześciu kwartałów dla dolnych punktów zwrotnych. Wartość współczynnika koherencji jest niska z uwagi na mniejszy zakres zmienności w porównaniu do szeregu referencyjnego. Podobna sytuacja występuje w przypadku korelacji równoczesnej, natomiast najwyższą wartość współczynnika korelacji (0,84) otrzymano dla wyprzedzenia sześciu kwartałów. Zmienność liczby pracowanych godzin w przemyśle jest niska i nie przekracza wartości tego parametru dla PKB. Również amplituda poszczególnych faz oraz cyklu jest relatywnie niewielka. Cechą odmienną analizowanej zmiennej, w porównaniu np. do liczby wyrejestrowanych bezrobotnych, jest asymetria faz na korzyść fazy wzrostowej.

PODSUMOWANIE

Analiza przyczynowo-skutkowa związku między stanem koniunktury gospodarczej a sytuacją na rynku pracy wykazała, że istnieje w tym zakresie sprzężenie zwrotne. Stwierdzono występowanie wahań cyklicznych we wszystkich badanych zmiennych, reprezentujących sytuację na rynku pracy. Wszystkie badane zmienne wykazywały dodatnią korelację z szeregiem referencyjnym PKB. Najwyższą wartością korelacji równoczesnej cechowały się zmienne: zatrudnienie oraz płace realne, najniższą zaś liczba pracowanych godzin oraz nowe miejsca pracy. W przypadku analizy korelacji z przesunięciem najwyższe wskaźniki otrzymano dla: liczby wyrejestrowanych bezrobotnych, płacy nominalnej i zatrudnienia. W pozostałych przypadkach otrzymano niższe wskaźniki, jednak wszystkie przekraczały wartość 0,5.

W badanym okresie wyodrębniono trzy punkty zwrotne i jeden pełny cykl. Jest to relatywnie krótki okres badań, podyktowany jednak ograniczoną dostępnością porównywalnych danych statystycznych, których bazą był GUS. W dalszym toku badań należało by uzupełnić szeregi czasowe, tak aby umożliwić wyodrębnienie co najmniej dwóch pełnych cykli. Jest to niezbędne do oceny stopnia powtarzalności zachowań poszczególnych zmiennych względem szeregu referencyjnego. Okresy trwania poszczególnych cykli nie są jednakowe, co potwierdza prawidłowość formułowaną w literaturze, iż współczesne wahania cykliczne nie są regularne.

Spośród siedmiu analizowanych zmiennych opisujących stan rynku pracy trzy miały charakter wyprzedzający, trzy opóźniony, zaś jedna równoczesny. Do zmiennych wyprzedzających zakwalifikowano: liczbę przepracowanych godzin w przemyśle (wyprzedzenie 5 kwartałów), liczbę wyrejestrowanych bezrobotnych, którzy podjęli pracę (wyprzedzenie 5 kwartałów) oraz liczbę nowo powstałych miejsc pracy (wyprzedzenie 4 kwartały). Zmiennymi opóźnionymi okazały się: oferty pracy, płace nominalne i realne. Zakres opóźnień był niewielki i wahał się od jednego kwartału dla płac do dwóch dla ofert pracy. Zmienną, która wykazywała najwyższy poziom korelacji równoczesnej z szeregiem referencyjnym, było zatrudnienie (0,81). Należy jednak podkreślić, iż w przypadku kwartalnego opóźnienia wartość wskaźnika korelacji była wyższa (0,94). Wskazuje to na nieznaczne opóźnienie zmian zatrudnienia względem szeregu referencyjnego.

Wszystkie badane zmienne cechowały się asymetrycznością poszczególnych faz cyklu. We wszystkich również, poza zmienną: liczba wyrejestrowanych bezrobotnych, miała miejsce przewaga czasowa fazy wzrostowej nad spadkową. Ponadto cykle: liczby nowo powstałych miejsc pracy, ofert pracy oraz zatrudnienia charakteryzowały się większą intensywnością wahań w porównaniu do szeregu PKB. Pozostałe zmienne wykazywały niższą intensywność wahań.

Stwierdzono także zróżnicowanie poszczególnych zmiennych pod względem zakresu wahań. Największymi amplitudami wahań charakteryzowały się zmienne: liczba wyrejestrowanych bezrobotnych oraz oferty pracy, zaś najmniejszymi: liczba przepracowanych godzin i poziom płacy realnej.

Przeprowadzone badania potwierdziły przydatność monitorowania sytuacji na rynku pracy do oceny bieżącej i przyszłej sytuacji gospodarczej. Wprawdzie analiza ma charakter wstępny z uwagi na ograniczenia długości szeregów czasowych, jednak, jak pokazują doświadczenia państw rozwiniętych, mogą one stanowić bazę dla formułowania prognoz makroekonomicznych w odniesieniu do stanu koniunktury ogólnogospodarczej. Stąd mimo wstępnych wyników warto podjąć się ich kontynuacji w przyszłości, nie tylko wydłużając badane szeregi czasowe, ale także rozszerzając badanie na inne sektory gospodarki.

BIBLIOGRAFIA

- Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K. (2012), *Wahania cykliczne w Polsce i strefie euro*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH w Warszawie.

- Barczyk R., Kruszka M. (2003), *Cechy morfologiczne wahań koniunkturalnych w gospodarce Polski w okresie transformacji*, w: *Diagnozowanie stanu koniunktury gospodarczej w Polsce*, K. Piech, S. Pangsy-Kania (red. nauk.), Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
- Bartosik K. (2010), *Wpływ wydajności pracy na zatrudnienie w polskim przemyśle przetwórczym*, „Gospodarka Narodowa”, nr 7–8.
- Beveridge W.H. (1945), *Full Employment in Free Society*, New York.
- Bry G., Boschan Ch. (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, National Bureau of Economic Research, New York.
- Bukowski M., Lewandowski P. (2010), *Praca w rytmie wahań koniunktury*, w: *Zatrudnienie w Polsce 2009. Przedsiębiorczość dla pracy*, M. Bukowski (red.), IBS, Warszawa.
- Christiano L., Fitzgerald T.J. (2003), *The band pass filter*, “International Economic Review”, No. 44.
- Ciżkowicz P., Rzońca A. (2003), *Uwagi do artykułu Eugeniusza Kwiatkowskiego, Leszka Kucharskiego i Tomasza Tokarskiego, pt. Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993-2001*, „Ekonomista”, nr 5.
- Drozdowicz-Bieć M. (2012), *Cykle i wskaźniki koniunktury*, Wydawnictwo Poltext, Warszawa.
- Friedman M. (1968), *The role of monetary policy*, „American Economic Review”, No. 58.
- Grudkowska S., Pańnicka E. (2007), *X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS – empiryczne porównanie metod wyrównania sezonowego w kontekście długości próby*, Narodowy Bank Polski, Departament Komunikacji Społecznej, Warszawa.
- Kwiatkowski E., Kucharski L., Tokarski T. (2002), *Bezrobocie i zatrudnienie a PKB w Polsce w latach 1993-2001*, „Ekonomista”, nr 3.
- Kufel T., *Ekonometria. Rozwiązywanie problemów z wykorzystaniem programu GRETL*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2007.
- Okun A. (1962), *Potential GNP: Its Measurement and Significance*, Proceedings of the Business and Economic Statistic Section.
- Pater R. (2011), *Wskaźniki wyprzedzające dla rynku pracy*, Instytut Gospodarki, Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie.
- Prachowny M. (1993), *Okun's law: Theoretical foundations and revised estimates*, “Review of Economics and Statistics”, No. 55.
- Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P. (1998), *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.
- Strzelecki P., Wyszynski R., Saczuk K. (2009), *Zjawisko chomikowania siły roboczej w polskich przedsiębiorstwach po okresie transformacji*, „Bank i Kredyt”, nr 6.
- Zarnowitz V., Boschan Ch. (1975), *Cyclical indicators: An evaluation and new leading indexes*, w: *Business Conditions Digest*, US Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis, Washington.
- Z prac nad syntetycznymi wskaźnikami koniunktury dla gospodarki polskiej (1997)*, praca zbiorowa pod red. Z. Matkowskiego, Prace i Materiały IRG SGH, nr 51, Warszawa.
- www.stat.gov.pl

STRESZCZENIE

Celem artykułu jest analiza morfologiczna wybranych zmiennych opisujących przebieg zmian na rynku pracy w gospodarce Polski. Badaniu poddano: PKB (szereg referencyjny), stopę bezrobocia rejestrowanego, poziom zatrudnienia, liczbę ofert pracy, liczbę nowo powstałych miejsc pracy, poziom płac w sektorze przedsiębiorstw, liczbę wyrejestrowanych bezrobotnych, którzy podjęli pracę, przeciętną liczbę godzin przepracowanych w sektorze prywatnym. Do odsezonowania danych empirycznych zastosowano metodę TRAMO/SEATS. Do estymacji czynnika cyklicznego jako metodę wyodrębnienia cykli wzrostowych wybrano filtr Christiano-Fitzgeralda, natomiast procedura oznaczenia punktów zwrotnych została oparta na metodzie Bry-Boschan. Do analizy cech morfologicznych wahań cyklicznych wykorzystano miary zmienności i rozproszenia.

Stwierdzono występowanie wahań cyklicznych we wszystkich badanych zmiennych, reprezentujących sytuację na rynku pracy. Wszystkie badane zmienne wykazywały dodatnią korelację z szeregiem referencyjnym PKB. Spośród siedmiu analizowanych zmiennych opisujących stan rynku pracy trzy miały charakter wyprzedzający, trzy opóźniony, zaś jedna równoczesny.

Przeprowadzone badania potwierdziły przydatność monitorowania sytuacji na rynku pracy do oceny bieżącej i przyszłej sytuacji gospodarczej.

Słowa kluczowe: wahania koniunkturalne, rynek pracy, morfologia cyklu.

BUSINESS CYCLE AND THE LABOR MARKET IN POLAND

ABSTRACT

This article aims to analyze morphological features of variables describing the business cycles in the Polish labor market. The contemplated variables are: GDP (reference range), unemployment rate, employment rate, number of offered jobs, number of newly created jobs, wage levels in the corporate sector, number of unemployed who have taken job, and the average number of hours worked in the private sector. TRAMO/SEATS method is used to adjust the empirical data seasonally. To estimate the cyclical factor, Christiano-Fitzgerald filter has been selected, and the procedure for determination of turning points is based on the Bry-Boschan method.

Cyclical fluctuations have been observed in all the labor market variables under study. All tested variables have been found to be positively correlated with the reference rate (GDP). Among the seven analyzed variables, three were of leading, three of lagging, and one of coincident character.

The study confirmed the usefulness of monitoring the labor market for appraising the current and future economic situation.

Keywords: business cycle fluctuations, labor market, business cycle morphology.

JEL Classification: E32, E24

ZAŁĄCZNIKI

Tabela 1. Statystyka czynnika cyklicznego badanych szeregów czasowych w relacji do szeregu referencyjnego (PKB)

Szereg czasowy	Współczynnik koherencji	Średnie przesunięcie	Korelacja krzyżowa		
			r_0	rmax	tmax ^(a)
LGODZ	0,02	-2,10	0,01	0,84	6
LWYREJST	0,08	2,68	0,11	0,92	-4
NMPRACY	0,06	2,41	0,05	0,85	6
OFPRACY	0,08	-1,83	0,11	0,86	6
PLNOM	0,33	-0,71	0,53	0,96	5
PLREAL	0,60	-0,39	0,74	0,87	5
ZATRUDN	0,74	-0,34	0,81	0,94	-1

(a) wartości + (-) oznaczają wyprzedzenie (opóźnienie) wyrażone w kwartałach w relacji do szeregu referencyjnego.

Legenda:

- LGODZ – liczba przepracowanych godzin w sektorze prywatnym
- LWYREJSTR – liczba wyrejstrowanych bezrobotnych, którzy podjęli pracę
- NMPRACY – liczba nowo powstałych miejsc pracy
- OFPRACY – liczba ofert pracy
- PLNOM – płaca nominalna
- PLREAL – płaca realna
- ZATRUDN – liczba zatrudnionych

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Tabela 2. Charakterystyka przesunięć fazowych cykli badanych zmiennych względem szeregu referencyjnego (PKB)

Szereg czasowy	Średnia wartość opóźnienia			Mediana opóźnienia		
	Górne punkty zwrotne	Dolne punkty zwrotne	Łącznie	Górne punkty zwrotne	Dolne punkty zwrotne	Łącznie
PKB						
LGODZ	-4,00	-6,00	-4,67	-4,00	-6,00	-5,50
LWYREJST	-6,00	-2,00	-4,67	-6,00	-2,00	-6,00
NMPRACY	-4,50	-4,00	-4,33	-4,50	-4,00	-5,00
OFPRACY	0,15	2,00	1,67	1,50	2,00	1,00
PLNOM	0,50	1,00	0,67	0,50	1,00	0,50
PLREAL	0,50	1,00	0,67	0,50	1,00	0,50
ZATRUDN	-0,50	1,00	0,00	-0,50	1,00	-0,50

Objaśnienia: wartości + (-) oznaczają opóźnienie (wyprzedzenie) wyrażone w kwartałach w relacji do szeregu referencyjnego.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Tabela 3. Analiza wahań cyklicznych badanych zmiennych w relacji do szeregu referencyjnego

Średnia długość trwania faz oraz cykli (w kwartałach)				
	P-T	P-P	T-P	T-T
PKB	5,00	13,00	8,00	-
LGODZ	4,00	15,00	7,50	8,00
LWYREJST	8,00	15,00	5,00	11,00
NMPRACY	4,00	10,00	5,50	9,00
OFPRACY	4,00	10,00	8,00	11,50
PLNOM	6,00	14,00	5,00	12,00
PLREAL	6,00	14,00	5,00	-
ZATRUDN	5,50	12,00	6,50	11,50

Objaśnienia: P-P – cykl wyznaczony górnymi punktami zwrotnymi, T-T – cykl wyznaczony dolnymi punktami zwrotnymi, T-P – faza wzrostowa cyklu, P-T – faza spadkowa cyklu.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Tabela 4. Intensywność zmiennych ekonomicznych rynku pracy w Polsce w latach 2005-2012

ZMIENNE	odchylenie standardowe (w pkt.)	współczynnik zmienności (w%)	średnia amplituda (w pkt.)		
			faz wzrostowych	faz spadkowych	cykli
PKB	1,96	1,88	5,18	5,60	-0,42
LGODZ	1,16	1,16	2,73	3,24	-0,51
LWYREJST	12,14	12,37	35,23	24,0	11,23
NMPRACY	7,07	6,73	7,11	10,80	-3,69
OFPRACY	10,14	9,65	7,42	7,84	-0,42
PLNOM	2,83	2,75	3,45	7,04	-3,59
PLREAL	2,79	2,64	2,76	5,59	-2,83
ZATRUDN	2,09	2,04	6,55	6,69	-0,14

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 5. Analiza punktów zwrotnych w relacji do szeregu referencyjnego (PKB)

Szereg czasowy	Szczyt	Dno	Szczyt	Liczba dodatkowych cykli
PKB	Q4-2007	Q1-2009	Q1-2011	
LGODZ	-5	-6	-3	0
LWYREJST	-7	-2	-5	0
NMPRACY	-3	-4	-6	0
OFPRACY	+3	+2	0	0
PLNOM	0	+1	+1	0
PLREAL	0	+1	+1	0
ZATRUDN	0	+1	-1	0

Objaśnienia: wartości + (-) oznaczają opóźnienie (wprzedzenie) wyrażone w kwartałach w relacji do szeregu referencyjnego.

Źródło: badania własne na podstawie danych GUS.

Justyna Brzezicka, Anna Radzewicz*,
Oksana Kuryj-Wysocka*, Radostaw Wiśniewski**

BADANIE EFEKTU PEWNOŚCI I IZOLACJI NA RYNKU NIERUCHOMOŚCI W KONTEKŚCIE TEORII PERSPEKTYWY

WPROWADZENIE

Wraz z dynamicznym rozwojem współczesnej myśli ekonomicznej oraz rosnącym znaczeniem nurtów innych niż klasyczne (np. behawioralnych) w nauce, życiu i praktyce zapoczątkowano prace mające na celu rozszerzenie badań o kolejne kierunki, pomysły i nowy potencjał twórczy, zaczerpnięte z najnowszych osiągnięć współczesnej nauki.

Specyfika rynku nieruchomości (RN) skłania do zastanowienia się nad zasadnością klasycznych modeli opisu i badania systemu RN oraz decyzji podejmowanych przez uczestników tego rynku. Powszechnie akceptowalne teorie nurtu ekonomicznego mają na tym rynku ograniczone zastosowanie. Nie wynika to z faktu, iż rynek ten nie podlega prawom ekonomicznym; wynika raczej z tego, iż jest on specyficzny i nieprzystający do klasycznych założeń ekonomii. W takiej sytuacji otwarte pozostaje pytanie: czy odrzucić dotychczasowe teorie i stworzyć nowe, czy też, potwierdzając kolejne odstępstwa od przyjętych paradygmatów, rozwijać i tworzyć rozwiązania alternatywne i rozszerzające. Niniejsza praca oparta jest na drugim podejściu i przedstawia wyniki badań związanych ze wskazaniem „różnych” zachowań uczestników RN nieodpowiadających klasycznym założeniom racjonalności ekonomicznej, ale wpisujących się w nurt badań behawioralnych.

* Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Katedra Gospodarki Nieruchomościami i Rozwoju Regionalnego; adres do korespondencji: Anna Radzewicz, Katedra Gospodarki Nieruchomościami i Rozwoju Regionalnego, ul. Prawocheńskiego 15, 10-719 Olsztyn, e-mail: anna.radzewicz@uwm.edu.pl