

Rafał Warzala

Uniwersytet Warmińsko-Mazurski w Olsztynie, Katedra Makroekonomii, Wydział Nauk Ekonomicznych, ul. M. Oczapowskiego 4, 10-719 Olsztyn; e-mail: rafal.warzala@uwm.edu.pl

CYKLE KONIUNKTURALNE NA RYNKU PRACY WARMII I MAZUR

Streszczenie: Celem artykułu jest analiza wpływu regionalnych wahań koniunktury na rynek pracy na przykładzie województwa warmińsko-mazurskiego. Podstawą oceny występowania zmian koniunkturalnych na regionalnym rynku pracy jest analiza wybranych zmiennych, do których należą: stopa bezrobocia, liczba zatrudnionych, liczba ofert pracy, poziom płac oraz liczba wyrejestrowanych bezrobotnych. Do wyeliminowania z danych surowych efektów sezonowości oraz czynników nieregularnych wykorzystano metodę TRAMO-SEATS, do estymacji wahań cyklicznych – filtr Christiano-Fitzgeralda, natomiast procedura oznaczenia punktów zwrotnych została oparta na metodzie Bry-Boschan.

Uzyskane wyniki badań wskazują, że można traktować analizowane zmienne rynku pracy jako zmienne wyprzedzające lub opóźnione w relacji do szeregu referencyjnego produkcji przemysłowej.

Słowa kluczowe: cykl koniunkturalny, rynek pracy, analiza, zmienne wyprzedzające, zmienne opóźnione.

BUSINESS CYCLE FLUCTUATIONS ON THE LABOUR MARKET IN THE WARMIA AND MAZURY REGION

Abstract: The objective of this article is to analyze the impact of business cycle fluctuations on the regional labour market. The study is based on a less developed Polish region, i.e. Warmia and Mazury. Five variables are selected to describe business cycle fluctuations on the regional labour market: unemployment rate, number of employed persons, number of created jobs, number of unemployed persons who found a job, and the average gross wage. In order to eliminate the effects of seasonality as well as the impact of irregular factors, the TRAMO-SEATS method is used. For the business cycles estimation, the Christiano-Fitzgerald band pass filter is applied, and the Bry-Boschan procedure is applied to date business cycles turning points.

The results of the survey imply that some of the labour market variables can be treated as leading, and others as lagged business cycles variables in relation to the reference series, i.e. output of industry.

Keywords: business cycle, labour market, analysis, lead variables, lag variables.

Jednym z najbardziej dotkliwych społecznie skutków wahań koniunkturalnych jest wzrost poziomu bezrobocia w okresach spadku koniunktury. Można go zaobserwować w wielu krajach europejskich, szczególnie widoczny był w czasie ostatniego światowego kryzysu ekonomicznego. W literaturze zwraca się uwagę

na problem sztywności rynku pracy względem zmian koniunkturalnych, zwłaszcza w okresie stopniowego wychodzenia z kryzysu. Dotyczy on w szczególności krajów i regionów o dużym udziale tzw. bezrobocia strukturalnego. W Polsce, mimo zapowiedzi zmian w zakresie prawa pracy, mających na celu uelastycznienie tego rynku, nadal borykamy się ze znaczną nieelastycznością rynku pracy w kontekście zmian koniunkturalnych. Abstrahując od jej przyczyn, można stwierdzić, że zakres tej nieelastyczności jest zróżnicowany w ujęciu regionalnym.

Region Warmii i Mazur należy do grona województw o ponadprzeciętnym poziomie bezrobocia rejestrowanego w relacji do całego kraju. Do najistotniejszych przyczyn takiego stanu rzeczy należą: niższy od przeciętnej dla kraju ogółem udział przemysłu w wartości dodanej brutto¹, dominacja w strukturze gałęziowej przemysłu branż o niskim i średnio-niskim poziomie techniki², co dodatkowo zwiększa wrażliwość tego sektora gospodarki regionu na wahania koniunkturalne, dwukrotnie wyższy w relacji do kraju ogółem udział rolnictwa w wartości dodanej brutto³, dominujący w sektorze usług udział turystyki, która podlega silnym wahanom sezonowym.

Wymienione wyżej czynniki wpływają na relatywnie wyższy wzrost bezrobocia w okresie kryzysu oraz względnie wolniejszy spadek jego poziomu w sytuacji stopniowej poprawy koniunktury gospodarczej. Istotne jest jednak to, czy mimo intensywniejszych zmian na rynku pracy w regionach o niższym poziomie rozwoju, do których należą Warmia i Mazury, przeobrażenia na tym rynku mogą pełnić funkcję zmiennych wyprzedzających, równoczesnych bądź opóźnionych względem szeregu referencyjnego, jak ma to miejsce w skali ogólnokrajowej.

Celem niniejszego artykułu jest analiza cech związku przyczynowo-skutkowego między stanem koniunktury gospodarczej na Warmii i Mazurach, wyrażonym za pomocą wahań produkcji przemysłowej, 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.

Niniejszy artykuł podsumowuje część badań autora, których celem jest określenie właściwości zmiennych charakteryzujących stan koniunktury gospodarczej w regionie Warmii i Mazur. Zrealizowanie tego celu umożliwi włączenie po-

¹ Według danych GUS w 2011 r. udział przemysłu w tworzeniu wartości dodanej brutto w Polsce wyniósł 25,5%, zaś dla województwa warmińsko-mazurskiego 24,2%. Źródło: obliczenia własne na podstawie: http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/RN_pkb_rachunki_regionalne_2011.pdf [dostęp: 02.01.2014].

² Według danych Wojewódzkiego Urzędu Statystycznego w Olsztynie do głównych gałęzi przemysłu Warmii i Mazur należą: produkcja artykułów spożywczych, mebli oraz drewna, słomy i wikliny. Źródło: http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/olsz/ASSETS_przemysl_budownictwo.pdf [dostęp: 02.01.2014 r.].

³ Z uwagi na brak informacji statystycznej na temat indywidualnego udziału rolnictwa w wartości dodanej posłużono się łącznym udziałem rolnictwa, leśnictwa, łowiectwa i rybactwa w tworzeniu wartości dodanej brutto. Wyniósł on w 2011 r. 8,9% dla Warmii i Mazur oraz 4% dla Polski ogółem. Źródło jak w przypisie 1.

szczególnych zmiennych do modyfikowanego modelu regionalnego barometru koniunktury gospodarczej.

Wahania koniunktury gospodarczej a rynek pracy w świetle literatury

Ogólnie znana z obserwacji empirycznych zależność między stanem koniunktury makroekonomicznej a sytuacją na rynku pracy sprowadza się do stwierdzenia, iż dobra koniunktura powoduje poprawę sytuacji na rynku pracy, a zła koniunktura – jej pogorszenie. Należy jednak zaznaczyć, iż koniunktura makroekonomiczna jest bardziej odpowiedzialna za zmiany sytuacji na rynku pracy przejawiające się we wzroście lub spadku zatrudnienia bądź bezrobocia niż za cechy tego rynku. Poziom zatrudnienia i bezrobocia kształtowany jest bowiem przez czynniki egzogeniczne, do których zaliczyć można: politykę gospodarczą oraz system regulacji prawnej rynku pracy. Drugą grupę czynników wpływających na sytuację na rynku pracy stanowią czynniki endogeniczne, takie jak: sytuacja demograficzna, stopień uprzemysłowienia, jakość kapitału ludzkiego. W przypadku wpływu ogólnokrajowej koniunktury makroekonomicznej na regionalne rynki pracy mechanizm transmisji impulsów jest zróżnicowany w poszczególnych regionach kraju. Wspólną ich cechą jest to, że zwykle poprawa na rynkach pracy pojawia się z opóźnieniem w stosunku do zmian koniunkturalnych, natomiast okres opóźnienia jest zróżnicowany w zależności od specyficznych cech poszczególnych regionów.

Według przedstawicieli ekonomii klasycznej, gospodarka zawsze zmierza do stanu pełnego zatrudnienia i w efekcie go osiąga. Ma to wynikać z pełnej elastyczności płac, których zmiany natychmiast niwelują wszelkie stany nierównowagi między popytem i podażą na rynku pracy. Oprócz elastycznych płac przedstawiciele nurtu ekonomii klasycznej 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 et al. 1998, s. 60).

Wątpliwa podbudowa empiryczna założeń przyjętych przez klasyków w rzeczywistości gospodarczej była podstawą krytyki modelu ze strony Johna Maynarda Keynesa. Równowagę łącznego popytu i produkcji, traktowaną przez klasyków jako zjawisko naturalne, Keynes określał jako przypadek szczególny. Ponadto odrzucał on twierdzenie, iż rynek pracy funkcjonuje w oparciu o założenia doskonałej konkurencji. Wspomniana wcześniej sztywność płac nominalnych, wynikająca z określonych przepisów prawa pracy, ogranicza według Keynesa możliwość samoczynnego opróżniania rynku pracy. Konsekwencją tego jest spadek zatrudnienia w okresach niedostatecznego popytu w gospodarce, co należy utożsamiać z bezrobociem koniunkturalnym (por. Snowdon 1998, s. 80).

Na cykliczność zmian wielkości zatrudnienia i bezrobocia po raz pierwszy w literaturze ekonomicznej zwrócił uwagę William Beveridge, wskazując jako przyczynę wzrostu bezrobocia czynniki o charakterze frykcyjnym oraz cyklicznym, sezonowym i strukturalnym. Zjawisko nierównowagi na rynku pracy, miało

według Beveridge'a charakter krótkookresowy, zaś celem polityki gospodarczej powinno być pełne zatrudnienie (Drozdowicz-Bieć 2012, s. 175).

Praktyka gospodarcza pokazała jednak, iż powyższy cel był nieosiągalny. Skłoniło to niektórych ekonomistów do poszukiwania 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. Teorię tę stworzyli, niezależnie od siebie, Milton Friedman oraz Edmund S. Phelps. Stoją oni na stanowisku, iż poziom naturalnej stopy bezrobocia wynika z ograniczonej elastyczności rynku pracy, która jest konsekwencją rozwiązań systemowych i może podlegać zmianom w czasie (Friedman 1968, s. 47).

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 swoje 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 mogą skutkować utrzymywaniem się wysokiego bezrobocia nawet w sytuacji wysokiego tempa wzrostu gospodarczego (Drozdowicz-Bieć 2012, s. 176).

Pojęciem wprowadzonym do problematyki rynku pracy, które oznacza również brak cykliczności na tym rynku wynikający ze zmian aktywności gospodarki, jest „chomikowanie pracy”. Polega ono na zatrzymywaniu w firmie nadwyżkowej części pracowników w czasie spowolnienia gospodarczego, kiedy koszty zwolnień i zatrudniania przekraczają bieżące koszty pracy (Strzelecki et al. 2009, s. 78; Bukowski, Lewandowski 2010, s. 17).

Zjawiskiem, któremu również towarzyszy brak cyklicznej zależności między zmianami na rynku pracy a ogólną aktywnością gospodarki, są tzw. okresy bezzatrudnieniowego wzrostu (*jobless growth*). Występują one 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):

- nieefektywność rynku pracy, wynikająca z przyjętych rozwiązań instytucjonalnych i zwiększająca cenę siły roboczej w stosunku do ceny kapitału;
- strukturalny charakter bezrobocia w Polsce, powodujący, iż nawet w okresach ożywienia gospodarczego część aktywnych zawodowo nie mogła znaleźć pracy;
- poprawa wydajności pracy, wynikająca z redukcji ukrytego bezrobocia odziedziczonego po gospodarce centralnie planowanej, zmiany w strukturze produkcji premiujące sektory o większej wydajności pracy, efektu konwergencji, przyspieszającego wzrost wydajności pracy w krajach doganiających, takich jak Polska, gdzie mamy do czynienia z relatywnie słabym technicznym uzbrojeniem pracy.

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

Wskazywany w literaturze problem bezrobocia strukturalnego dotyczy w różnym stopniu poszczególnych regionów Polski. W największym stopniu ujawnia się on w regionach Polski północnej i wschodniej, czyli obszaru o dużym udziale produkcji rolniczej, w której zaszły istotne przemiany w okresie transformacji. Znaczna konsolidacja w tym sektorze gospodarki oraz w wielu wypadkach brak alternatywnych form zatrudnienia skutkują długotrwałym bezrobociem strukturalnym, którego skala w niewielkim stopniu podlega fluktuacji pod wpływem zmian koniunkturalnych.

Metodyczne problemy analizy wahań koniunkturalnych na rynku pracy Warmii i Mazur w latach 2005–2012

W literaturze wyróżnia się trzy główne koncepcje wyodrębniania wahań koniunkturalnych (Matkowski 1997, s. 23):

- koncepcja klasycznego cyklu koniunktury, w ramach której badaniu podlegają wahania absolutne wartości wskaźników gospodarczych;
- koncepcja cyklu odchyłeń, zgodnie z którą mierzy się odchylenie absolutne lub względne ścieżki wzrostu od długookresowego trendu;
- koncepcja cyklu wzrostu, polegająca na analizowaniu zmian tempa wzrostu badanych wielkości ekonomicznych, bez określenia, jaka część tych zmian wynika z procesu wzrostu, jaka zaś przypada na cykl koniunkturalny.

We współczesnych analizach koniunktury gospodarczej ekonomiści koncentrują się na dwóch rodzajach wahań cyklicznych: cyklach klasycznych oraz cyklach wzrostowych, zwanych cyklami odchyłeń. Podstawą wyodrębnienia ww. 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 zmieniać się 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. Jego uniknięcie wymaga jednak poprzedniego przyjęcia określonych założeń analitycznych, sformułowania definicji oraz teoretycznych przesłanek badań (Matkowski 1997, s. 13–14).

Do celów analizy w niniejszej pracy jako podstawę badań przyjęto cykle wzrostu badanych wielkości rynku pracy. Metoda ta pozwala na identyfikację cykli koniunkturalnych nawet w długim okresie nieprzerwanego wzrostu. W takiej sytuacji 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 kilkunastoletnie szeregi czasowe (Matkowski 1997, s. 22).

Istotną kwestią poprzedzającą analizę cech poszczególnych zmiennych rynku pracy jest ustalenie tzw. szeregu referencyjnego, będącego prostym wskaźnikiem określającym w przybliżeniu przebieg koniunktury i stanowiącym kryterium porównawcze dla oceny charakteru kolejnych badanych zmiennych. Ustalenie hipotetycznego przebiegu koniunktury umożliwia przyporządkowanie poszczególnych zmiennych do kategorii wyprzedzających, równoczesnych bądź opóźnionych w relacji do przebiegu szeregu referencyjnego.

W literaturze wskazuje się, iż najlepszym z punktu widzenia syntetycznego ujęcia całości procesów gospodarczych kraju bądź regionu jest indeks realnego PKB⁴. Jednak w warunkach polskich wykorzystanie PKB jako tzw. szeregu odniesienia napotyka na ograniczenia w postaci krótkich szeregów czasowych dla wartości tego miernika w ujęciu regionalnym⁵. Dodatkowym mankamentem jest roczna częstotliwość publikacji PKB w ujęciu regionalnym, co znacząco ogranicza przydatność PKB w analizie stanu koniunktury. Nie bez znaczenia jest również fakt, iż wskaźniki regionalnego PKB są publikowane ze znacznym opóźnieniem w stosunku do okresu bieżącego⁶. Ze względu na powyższe ograniczenia, w niniejszej pracy jako podstawę szeregu referencyjnego przyjęto szereg empiryczny produkcji sprzedanej przemysłu⁷.

Ważnym aspektem związanym z empiryczną analizą wahań koniunkturalnych jest optymalny dobór wskaźników będących podstawą oceny morfologii cykli gospodarczych. W związku z tym w literaturze wskazuje się dwa główne kryteria, jakie powinny spełniać zmienne ekonomiczne (Zarnowitz, Boschan 1975, s. 7; Barczyk, Kruszka 2003, s. 40): istotność ekonomiczną zmiennych oraz cechy formalno-statystyczne szeregów czasowych.

Biorąc opisane warunki pod uwagę, do analizy empirycznej wykorzystano dane, które w najwyższym stopniu odzwierciedlają kluczowe dla rynku pracy zjawiska, będąc jednocześnie zmiennymi istotnymi dla analizy wahań koniunkturalnych. Ponadto przeanalizowane szeregi empiryczne spełniają drugi postulat, w szczególności (Barczyk, Kruszka 2003, s. 41; Matkowski 1998, s. 45–46):

- częstotliwość publikacji – analiza morfologii cykli koniunkturalnych wymaga dysponowania danymi w miesięcznych lub kwartalnych interwałach;
- 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 jednolitości metod konstrukcji indeksów.

⁴ Por. Drozdowicz-Bieć 2012, s. 50.

⁵ Dane dotyczące regionalnego PKB są dostępne w GUS od 1999 roku, tzn. od wprowadzenia reformy administracyjnej kraju.

⁶ Obecnie, tzn. w styczniu 2014 r., najnowsze dane dotyczące PKB na poziomie regionalnym dotyczą 2011 r.

⁷ Zmiany indeksu produkcji przemysłowej, mimo pewnych mankamentów, są dopuszczane przez UE jako podstawa oceny stanu koniunktury gospodarczej. Por. Lubiński 2004, s. 58; Barczyk 2001–2002, s. 49; Schirwitz, Seiler, Wohlrabe 2009.

Stosownie do powyższych kryteriów do analizy morfologicznej cyklu koniunkturalnego w województwie warmińsko-mazurskim w latach 2005–2012 wybrano następujące zmienne ekonomiczne, opisujące rynek pracy w regionie:

- stopa bezrobocia rejestrowanego,
- poziom zatrudnienia,
- liczba ofert pracy,
- poziom płac w sektorze przedsiębiorstw,
- liczba wyrejestrowanych bezrobotnych.

Pierwszym etapem analizy wahań koniunkturalnych jest wyeliminowanie z danych surowych szeregów czasowych wahań sezonowych. 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:

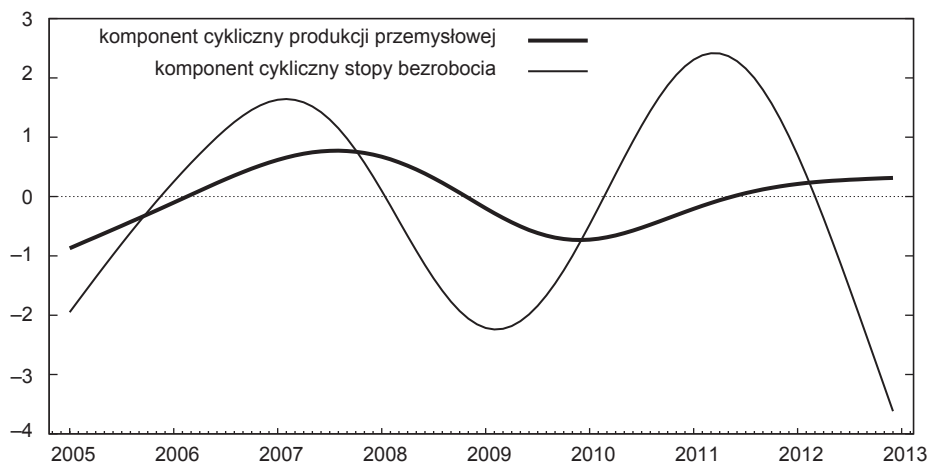
- czynniki jednorazowe – wywołują odchylenia wartości rzeczywistej od przewidywanej tylko w jednym okresie;
- czynniki o charakterze przejściowym – powodują odchylenia od poziomu prognozowanego w ciągu kilku okresów, zaś powrót do stanu wyjściowego ma postać funkcji wykładniczej;
- czynniki długotrwałe – wywołują 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.

W celu oczyszczenia danych empirycznych z czynnika sezonowości w niniejszej pracy zastosowano rekomendowaną w literaturze metodę TRAMO/SEATS (Grudkowska, Pańnicka 2007, s. 8–9).

Do estymacji czynnika cyklicznego z odsezonowanych uprzednio za pomocą metody TRAMO/SEATS danych empirycznych jako metodę wyodrębnienia cykli wzrostowych wybrano asymetryczny filtr Christiano-Fitzgeralda (2003), który umożliwia otrzymanie oszacowań cyklu na początku i na końcu szeregu czasowego (Adamowicz et al. 2012, s. 12), natomiast procedura oznaczenia punktów zwrotnych została oparta na metodzie Bry-Boschan (por. Adamowicz et al. 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 Warmii i Mazur.

Właściwości zmiennych rynku pracy na Warmii i Mazurach – wyniki badań empirycznych

Stopa bezrobocia jest w literaturze często traktowana jako wskaźnik równoległy rynku pracy (Pater 2011, s. 120). Za takim wyborem przemawia to, że stopa bezrobocia jest silnie procykliczna i w niektórych przypadkach rejestruje wahania koniunktury szybciej niż dane na temat pracujących. Ponadto poprzez odniesienie liczby bezrobotnych do aktywnych zawodowo koryguje się wpływ wahań demograficznych na rynek pracy, co w kontekście tendencji ostatnich lat ma istotne znaczenie praktyczne.



Ryc. 1. Wahania czynnika cyklicznego wskaźnika stopy bezrobocia⁸ na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji przemysłowej w województwie warmińsko-mazurskim

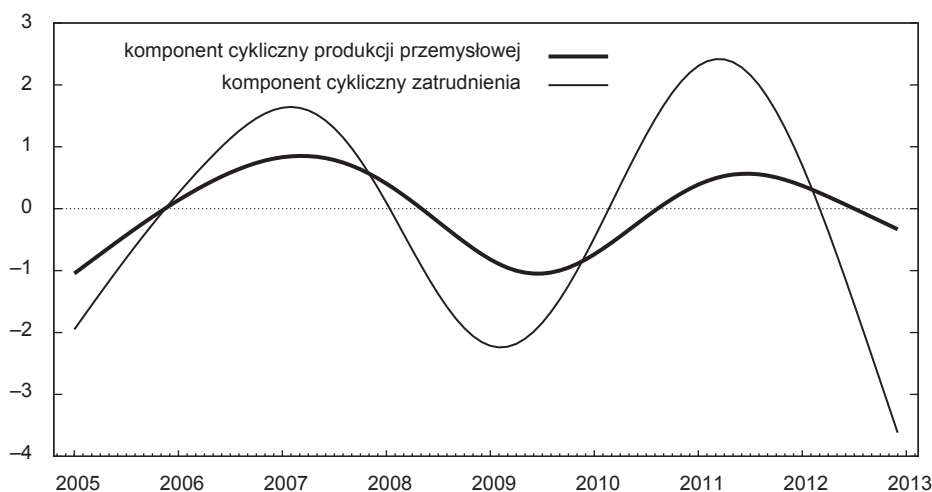
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl).

Wyniki badań szeregu referencyjnego stopy bezrobocia na Warmii i Mazurach w latach 2005–2012 wskazują na opóźniające własności zmiennej rynku pracy. Zakres tego opóźnienia, mierzony przesunięciami górnych i dolnych punktów zwrotnych, wahał się od 9 do 12 miesięcy. W przypadku dwóch skrajnych punktów zwrotnych wystąpiło czteromiesięczne wyprzedzenie względem szeregu odniesienia. Wartość współczynnika koherencji, określającego miarę dopasowania R^2 w regresji między dwoma szeregami czasowymi, wyniosła 0,18. Wartość współczynnika korelacji równoczesnej dla zmiennej stopy bezrobocia wyniosła w badanym okresie 0,41, natomiast najwyższą jego wartość odnotowano dla czteromiesięcznego opóźnienia względem szeregu referencyjnego (0,68). Pomiar zakresu zmienności za pomocą odchylenia standardowego wyniósł 3,14 pkt i był trzykrotnie niższy od zmiennej referencyjnej (10,53), natomiast wartość współ-

⁸ Ponieważ stopa bezrobocia jako zmienna określająca stan koniunktury ma charakter destymulanty, na potrzeby analizy dokonano przekształcenia tej zmiennej w stymulantę celem łatwiejszego porównania wahań stopy bezrobocia z wahaniami produkcji przemysłowej.

czynnika zmienności wyniosła 3,09%. W analizowanym szeregu wyodrębniono dwa dolne oraz dwa górne punkty zwrotne. Amplituda wahań stopy bezrobocia wahała się od 4,4 pkt dla faz wzrostowych do 5,9 pkt. dla faz spadkowych, co przeciętnie skutkowało ujemną amplitudą cykli w analizowanym okresie. Podobnie jak w wypadku wartości odchylenia standardowego wartość amplitudy cyklu stopy bezrobocia była mniejsza od amplitudy produkcji przemysłowej. Potwierdza to formułowane w literaturze postulaty o „chomikowaniu” siły roboczej w okresach niskiej koniunktury.

Zmiany zatrudnienia wykazują najczęściej procykliczny charakter, tzn. jego poziom rośnie w okresie ożywienia i spada w czasie recesji. Na rycinie 2 można również zaobserwować drugą właściwość szeregu zatrudnienia, tzn. czteromiesięczne opóźnienie w stosunku do przebiegu zmienności szeregu referencyjnego produkcji przemysłowej. Od tej generalnej zasady mogą występować odstępstwa. W 2011 r. miało miejsce nieznaczne odbicie koniunktury, w czasie którego obserwowano trzymiesięczne wyprzedzenie górnego punktu zwrotnego w relacji do szeregu referencyjnego. Potwierdza to jednak ogólną prawidłowość dotyczącą opóźnienia w czasie zmian w poziomie zatrudnienia w odniesieniu do zmian szeregu referencyjnego.



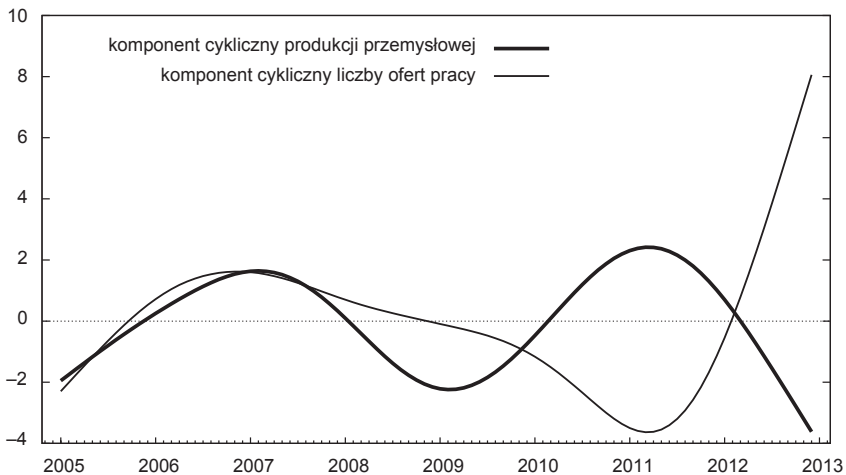
Ryc. 2. Wahania czynnika cyklicznego liczby zatrudnionych na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji przemysłowej w województwie warmińsko-mazurskim

Źródło: oracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl).

Analiza pozostałych cech morfologicznych cyklu dynamiki zatrudnienia w przedsiębiorstwach ogółem wykazała najwyższą spośród badanych zmiennych wartość współczynnika koherencji (0,48). Wartość współczynnika korelacji równoczesnej między dynamiką liczby zatrudnionych a szeregiem referencyjnym wyniosła 0,68 i była nieznacznie niższa od maksymalnej wartości uzyskanej dla wskaźnika korelacji krzyżowej (0,81), uzyskanej przy czteromiesięcznym opóź-

nieniu. Powyższe wyniki świadczą o wysokim stopniu współzbieżności między omawianą zmienną, charakteryzującą stan rynku pracy, a szeregiem referencyjnym. Zakres zmienności szeregu zatrudnienia, mierzony współczynnikiem zmienności, jest zbliżony do zmienności stopy bezrobocia i wynosi 3,69. W ramach przeprowadzonej analizy za pomocą programu GRETl wyodrębniono dwa górne oraz jeden dolny punkt zwrotny. Amplituda wahań liczby zatrudnionych była wyższa od zakresu wahań stopy bezrobocia i wynosiła 7,92 pkt dla faz wzrostowych oraz 10,12 pkt dla faz spadkowych. W rezultacie średnia amplituda cykli była ujemna w badanym okresie. Oznacza to, iż w badanym okresie wzrost wartości produkcji przemysłowej, jaki miał miejsce w latach 2009–2011, odznaczał się mniejszą dodatnią dynamiką popytu na pracę w stosunku do poprzedniego cyklu.

Przedmiotem analizy zaprezentowanej na kolejnym wykresie jest względną zależność między zmiennością produkcji przemysłowej, jako wskaźnika referencyjnego cyklu koniunkturalnego, a zmianą popytu na pracę, reprezentowanego przez wskaźnik liczby ofert pracy. Wprawdzie analiza ta obejmuje stosunkowo krótki czas ze względu na ograniczoność danych GUS, ale już ośmioletnie szeregi czasowe pozwalają na uchwycenie pewnych przesunięć w zakresie stopnia korelacji między badanymi zmiennymi.



Ryc. 3. Wahania czynnika cyklicznego liczby ofert pracy⁹ na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji przemysłowej w województwie warmińsko-mazurskim w latach 2005–2012

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl).

⁹ 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 był gotów do natychmiastowego przyjęcia tych osób.

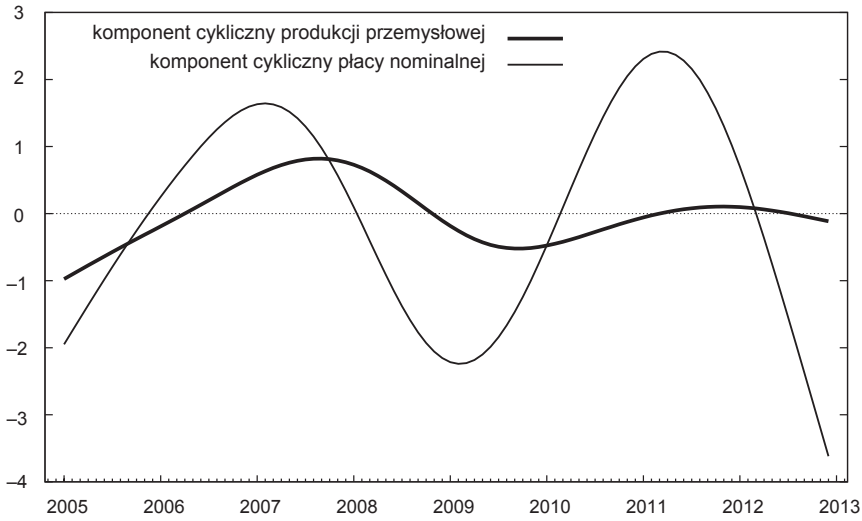
Liczba ofert pracy, rozumiana jako element popytu na pracę, może stanowić o przewidywaniach przedsiębiorców odnośnie do zmian ich sytuacji ekonomicznej, wynikającej ze zmian wartości portfela zamówień. Taka sytuacja ma miejsce, gdy weźmiemy pod uwagę tzw. rynkowe miejsca pracy. Realizacja przez władze regionalne różnych programów pomocowych dla bezrobotnych, niepełnosprawnych czy osób ubiegających się o staż zawodowy powoduje istotne zniekształcenia w tym zakresie. Działania władz polegają na subwencjonowaniu części kosztów związanych z zatrudnieniem pracowników objętych tego typu programami. Niestety w wielu przypadkach wraz z zakończeniem okresu pomocy ze strony państwa następuje rozwiązanie umowy z pracownikiem „z przyczyn ekonomicznych”. Tylko część tworzonych w ten sposób miejsc pracy jest utrzymywana. Są to miejsca pracy tworzone w wyniku potrzeby płynącej z sytuacji rynkowej danego przedsiębiorstwa. Niestety w wyniku niemożności odpowiedniej dezagregacji ww. ofert pracy do analizy wykorzystano wartości uwzględniające wszystkie miejsca pracy (zarówno rynkowe, jak i nierynkowe).

W wyniku przeprowadzonej analizy morfologicznej czynnika cyklicznego liczby ofert pracy stwierdzono wyprzedzenie fazowe w zakresie od 12 do 14 miesięcy dla górnych punktów zwrotnych oraz równoczesność dla jednego wyodrębnionego dolnego punktu zwrotnego. Wartość współczynnika korelacji równoczesnej była niska (0,23), natomiast najwyższą wartość korelacji krzyżowej odnotowano dla czteromiesięcznego opóźnienia (0,36). Intensywność badanej zmiennej w odniesieniu do szeregu referencyjnego była niższa w przypadku górnych punktów zwrotnych (48 wobec 46 miesięcy), natomiast wyższa, gdy weźmiemy pod uwagę dolne punkty zwrotne (27 wobec 31 miesięcy). Jeżeli uwzględnimy zakres zmienności, to otrzymane wyniki wskazują na większą zmienność liczby ofert pracy. Potwierdza to zarówno wartość odchylenia standardowego, jak i współczynnika zmienności. Należy jednak zwrócić uwagę, że jest to w znacznej mierze efektem gwałtownego spadku liczby ofert pracy w 2011 roku wskutek drastycznego ograniczenia przez rząd dotacji do nowo tworzonych miejsc pracy.

Efekt opóźnienia zmian liczby ofert pracy względem szeregu referencyjnego 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 także do wzrostu wydajności i efektywności już zatrudnionych. Taki wniosek koresponduje z wskazywanym w literaturze i opisanym w części teoretycznej niniejszego artykułu zjawiskiem wzrostu bezzatrudnieniowego (*jobless growth*).

Poziom 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 dotyczącej np. wysokości ubezpieczeń społecznych. W literaturze wskazuje się, iż – podobnie jak zatrudnienie – zmiany poziomu płac mają charakter procykliczny, tzn. rosną w okresie ożywienia, a spadają w okresie recesji. Jednak jak wynika z przeprowadzonych

badań, zmiany w dynamice płac zachodzą z niewielkim opóźnieniem w relacji do zmian koniunktury gospodarczej. Na Warmii i Mazurach w latach 2005–2012 przeciętne opóźnienie zmian poziomu płac w stosunku do zmian produkcji przemysłowej wyniosło około cztery miesiące, co jest zbliżone z analogiczną zależnością na poziomie ogólnokrajowym.



Ryc. 4. Wahania czynnika cyklicznego płacy nominalnej w przedsiębiorstwach¹⁰ na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji przemysłowej w województwie warmińsko-mazurskim w latach 2005–2012

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl).

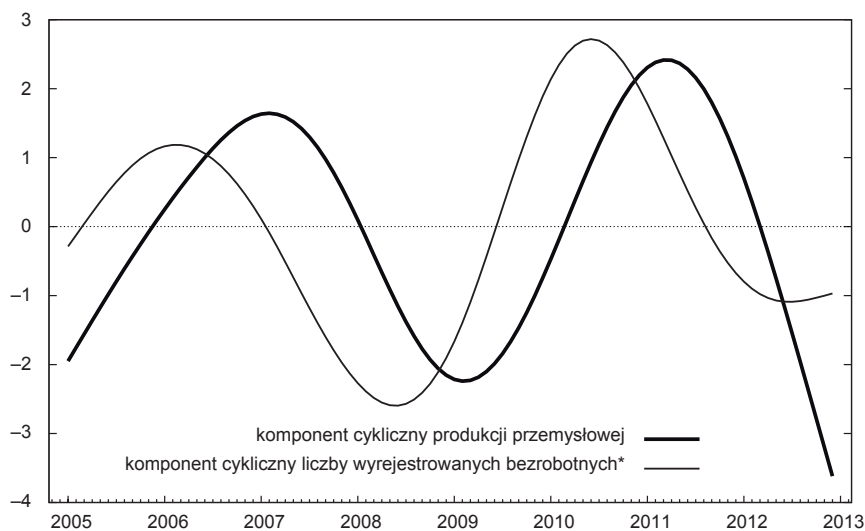
Dynamika płac w regionie Warmii i Mazur, podobnie jak w całym kraju, była zróżnicowana w badanym okresie. W okresie od II kwartału 2006 do I kwartału 2008 wartość przeciętnego wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw w warmińsko-mazurskim wzrastała w ujęciu realnym. W tym okresie przeciętne tempo wzrostu płac nominalnych wyniosło 6,2% (w Polsce ogółem 7,2%). W kolejnym okresie, tj. od kwietnia 2008 do czerwca 2009 r. dynamika płac nominalnych brutto była znacznie niższa i wyniosła 4,3% (w kraju ogółem odpowiednio 4%). Uwzględniając inflację, możemy powiedzieć, że realnie płace uległy niewielkiej zmianie.

Analiza morfologii cyklu płac nominalnych wykazała opóźnienie na poziomie od dwóch do czterech miesięcy dla dolnych oraz siedem miesięcy dla górnych punktów zwrotnych w stosunku do szeregu referencyjnego produkcji przemysłowej. Wartość współczynnika koherencji dla szeregu płac nominalnych (0,32) wskazuje na współzbieżność omawianych szeregów. Także analiza korelacji równoczesnej wykazywała istotną zależność między badanymi zmiennymi (0,55). Natomiast najwyższe wartości korelacji krzyżowej otrzymano dla

¹⁰ Wartości dotyczą przedsiębiorstw o liczbie zatrudnionych większej niż 9.

czteromiesięcznych opóźnień (0,83), były to także najwyższe wartości spośród wszystkich analizowanych zmiennych. Intensywność cyklu płac jest większa w porównaniu z intensywnością zmian produkcji przemysłowej (wyniki w tabeli 3 w aneksie). Amplituda faz wzrostowych oraz spadkowych płacy nominalnej w regionie Warmii i Mazur jest niższa od amplitudy odpowiednich faz szeregu referencyjnego oraz zbliżona do zakresu zmienności szeregu zatrudnienia.

Istotne znaczenie wśród zmiennych charakteryzujących stan rynku pracy od strony strumieni odpływu z bezrobocia ma liczba osób bezrobotnych, które zostały wyrejestrowane z powodu podjęcia pracy. Analiza korelacji z przesunięciem wykazała, iż odpływ bezrobotnych na Warmii i Mazurach, podobnie jak w skali całego kraju, wykazuje cechy zmiennej wyprzedzającej w relacji do szeregu referencyjnego produkcji przemysłowej. Zakres wyprzedzenia wahał się od 12 do 14 miesięcy dla górnych punktów zwrotnych. W odniesieniu do dolnego punktu zwrotnego nie odnotowano przesunięcia w relacji do szeregu referencyjnego.



Ryc. 5. Wahania czynnika cyklicznego liczby wyrejestrowanych bezrobotnych na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji przemysłowej w województwie warmińsko-mazurskim w latach 2005–2012

* Brano pod uwagę bezrobotnych wyrejestrowanych z powodu podjęcia pracy.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS (www.stat.gov.pl).

Analiza morfologii wahań cyklicznych odpływu bezrobotnych wykazała większą przeciętną amplitudę obu faz cykli. Poziom intensywności wahań w relacji do szeregu referencyjnego był zróżnicowany w zależności od określonej fazy. Dla faz wzrostowych był on przeciętnie wyższy, zaś dla faz spadkowych – niższy od zmiennej referencyjnej. Oznacza to, iż cykl liczby wyrejestrowanych bezrobotnych wykazuje się asymetrycznością, przejawiająca się większą długością fazy spadkowej w porównaniu do fazy wzrostowej. Jest to asymetria odwrotna do przebiegu zmiennej referencyjnej produkcji przemysłowej. Szczegółowe

wartości dla poszczególnych faz badań znajdują się w tabeli 3, zamieszczonej w aneksie.

Podsumowanie

Rynek pracy, podobnie jak pozostałe składowe PKB, podlega wahaniom cyklicznym. Analiza związku między cechami wybranych zmiennych rynku pracy a stanem koniunktury gospodarczej na Warmii i Mazurach wykazała, że istnieje w tym zakresie określona współbieżność. Stwierdzono występowanie wahań cyklicznych we wszystkich badanych zmiennych reprezentujących sytuację na rynku pracy. Wszystkie badane zmienne, za wyjątkiem liczby ofert pracy, wykazywały dodatnią korelację z szeregiem referencyjnym produkcji przemysłowej. Najwyższą wartością korelacji równoczesnej cechowały się zmienne zatrudnienia oraz płac nominalnych, najniższą zaś – liczba wyrejestrowanych bezrobotnych oraz stopa bezrobocia. W wypadku analizy korelacji z przesunięciem najwyższe wskaźniki otrzymano dla: płac, zatrudnienia oraz stopy bezrobocia. W pozostałych wypadkach, poza liczbą ofert pracy, otrzymano niższe wskaźniki, jednak wszystkie oscylowały wokół wartości 0,5 bądź ją przekraczały.

Spośród pięciu analizowanych zmiennych opisujących stan rynku pracy na Warmii i Mazurach cztery miały charakter opóźniony, jedna zaś wyprzedzający. W wyniku przeprowadzonych badań do zmiennych opóźnionych zakwalifikowano: stopę bezrobocia, liczbę ofert pracy, poziom płacy nominalnej w przedsiębiorstwach, liczbę zatrudnionych. We wszystkich wymienionych wypadkach zakres opóźnienia wynosił około czterech miesięcy. Zmienną o właściwościach wyprzedzających okazała się liczba wyrejestrowanych bezrobotnych, którzy podjęli pracę. W tym wypadku zakres wyprzedzenia wynosił około czterech miesięcy. Zmienną, która wykazywała najwyższy poziom korelacji równoczesnej z szeregiem referencyjnym, było zatrudnienie (0,68). Należy jednak podkreślić, iż w wypadku czteromiesięcznego opóźnienia wartość wskaźnika korelacji była nieznacznie wyższa (0,81). Może to oznaczać, że zmienna zatrudnienia wykazuje własności bliższe zmiennej równoczesnej niż pozostałe badane zmienne.

Wszystkie badane zmienne cechowały się asymetrycznością poszczególnych faz cyklu. W wypadku zmiennych: stopy bezrobocia, poziomu płacy oraz liczby zatrudnionych miała miejsce przewaga czasowa fazy wzrostowej nad spadkową. W pozostałych wypadkach było odwrotnie. Ponadto cykle: liczby wyrejestrowanych bezrobotnych, ofert pracy oraz zatrudnienia charakteryzowały się mniejszą intensywnością wahań w porównaniu do szeregu produkcji przemysłowej. Pozostałe zmienne wykazywały wyższą intensywność wahań, jednak zróżnicowaną w zależności od charakteru fazy.

Stwierdzono także zróżnicowanie poszczególnych zmiennych pod względem zakresu wahań. Największą amplitudą wahań, poza zmienną referencyjną, charakteryzowała się zmienna liczby ofert pracy, zaś najmniejszymi – stopa bezrobocia oraz liczba wyrejestrowanych bezrobotnych.

W badanym okresie wyodrębniono cztery punkty zwrotne i jeden pełny cykl. Relatywnie krótki okres badań podyktowany był ograniczoną dostępnością po-

równywalnych danych statystycznych. W dalszym toku badań należałoby wydłużyć szeregi czasowe tak, aby możliwe było 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 mają charakteru regularnego.

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 może ona stanowić bazę dla formułowania prognoz makroekonomicznych w odniesieniu do stanu koniunktury w ujęciu regionalnym. Stąd, mimo wstępnego charakteru wyników, warto podjąć się kontynuacji badań w przeszłości, nie tylko wydłużając badane szeregi czasowe, lecz także rozszerzając badanie na inne sektory gospodarki regionu.

Literatura

- 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, Warszawa: Szkoła Główna Handlowa, Oficyna Wydawnicza.
- Barczyk R., 2001–2002, „Metodologiczne problemy diagnozowania współczesnych wahań koniunkturalnych”, *Polityka Gospodarcza*, nr 5–6, s. 43–58.
- Barczyk R., Kruska M., 2003, „Cechy morfologiczne wahań koniunkturalnych w gospodarce Polski w okresie transformacji”, w: K. Piech, S. Pangsy-Kania (red.), *Diagnozowanie stanu koniunktury gospodarczej w Polsce*, Warszawa: Dom Wydawniczy Elipsa.
- Bartosik K., 2010, „Wpływ wydajności pracy na zatrudnienie w polskim przemyśle przetwórczym”, *Gospodarka Narodowa*, nr 7–8, s. 1–19.
- Beveridge W.H., 1945, *Full Employment in Free Society*, New York: W.W. Norton.
- Bry G., Boschan Ch., 1971, *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Bukowski M., Lewandowski P., 2010, „Praca w rytmie wahań koniunktury”, w: M. Bukowski (red.), *Zatrudnienie w Polsce 2009. Przedsiębiorczość dla pracy*, Warszawa: Centrum Rozwoju Zasobów Ludzkich.
- Christiano L., Fitzgerald T.J., 2003, „The band pass filter”, *International Economic Review*, t. 44, nr 2, s. 435–465.
- 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, s. 675–699.
- Drozdowicz-Bieć M., 2012, *Cykle i wskaźniki koniunktury*, Warszawa: Wydawnictwo Poltext.
- Friedman M., 1968, „The role of monetary policy”, *American Economic Review*, t. 58, nr 1, s. 1–17.
- Grudkowska S., Paśnicka E., 2007, *X-12-ARIMA i TRAMO/SEATS – empiryczne porównanie metod wyrównania sezonowego w kontekście długości próby*, Warszawa: Narodowy Bank Polski, Departament Komunikacji Społecznej.

- Lubiński M., 2004, *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Warszawa: Dom Wydawniczy Elipsa.
- Matkowski Z. (red.), 1997, *Z prac nad syntetycznymi wskaźnikami koniunktury dla gospodarki polskiej*, Prace i Materiały IRG SGH, nr 51, Warszawa: Szkoła Główna Handlowa, Wydawnictwa IRG.
- Matkowski Z. (red.), 1998, *Złożone wskaźniki koniunktury dla gospodarki polskiej oparte na standardach UE i OECD*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH, nr 61, Warszawa: Szkoła Główna Handlowa.
- Pater R., 2011, *Wskaźniki wyprzedzające dla rynku pracy*, Rzeszów: Instytut Gospodarki, Wyższa Szkoła Informatyki i Zarządzania w Rzeszowie.
- Schirwitz B., Seiler Ch., Wohlrabe K., 2009, „Regionale Konjunkturzyklen in Deutschland – Teil I: Die Datenlage”, *ifo Schnelldienst*, t. 62(13), s. 18–24.
- Snowdon B., Vane H., Wynarczyk P., 1998, *Współczesne nurty teorii makroekonomii*, Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Strzelecki P., Wyszyński 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*, Washington: US Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis.

Aneks

Tab. 1. Statystyka czynnika cyklicznego badanych szeregów czasowych w relacji do szeregu referencyjnego produkcji przemysłowej

Szereg czasowy	Współczynnik koherencji	Średnie przesunięcie	Korelacja krzyżowa		
			r_0	r_{max}	t_{max}
BEZROB	0,18	- 0,44	0,41	0,68	-4
LWYREJST	0,05	0,84	0,23	0,49	-4
OFPRACY	0,06	21,60	-0,23	-0,36	4
PLACA	0,32	- 0,46	0,55	0,83	-4
ZATRUDN	0,48	-0,20	0,68	0,81	-4

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

LEGENDA:

BEZROB – stopa bezrobocia rejestrowanego

LWYREJSTR – liczba wyrejestrowanych bezrobotnych, którzy podjęli pracę

OFPRACY – liczba ofert pracy

PLACA – płaca nominalna

ZATRUDN – liczba zatrudnionych

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Tab. 2. Charakterystyka przesunięć fazowych cykli badanych zmiennych względem szeregu referencyjnego produkcji przemysłowej

Szereg czasowy	Średnia wartość opóźnienia			Mediana opóźnienia		
	górne punkty zwrotne	dolne punkty zwrotne	łącznie	górne punkty zwrotne	dolne punkty zwrotne	łącznie
PKB						
BEZROB	3,00	2,50	2,75	3,00	2,50	2,50
LWYREJST	-13,00	0,00	-8,67	-13,00	0,00	-13,00
OFPRACY	-14,00	2,00	-8,67	-14,00	2,00	-14,00
PLACA	7,00	3,00	5,00	7,00	3,00	5,50
ZATRUDN	2,50	5,00	3,33	2,50	5,00	1,00

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

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

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

	Średnia długość trwania faz oraz cykli (w miesiącach)			
	P-T	P-P	T-P	T-T
PR. PRZEM.	18,00	46,00	20,50	31,00
BEZROB	17,00	32,00	21,00	44,00
LWYREJST	24,00	48,00	16,00	32,00
OFPRACY	24,50	52,00	15,00	27,00
PLACA	11,00	23,67	13,33	27,00
ZATRUDN	14,50	35,00	20,00	34,00

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.

Tab. 4. Intensywność zmiennych ekonomicznych rynku pracy w województwie warmińsko-mazurskim w latach 2005–2012

Zmienne	Odchylenie standardowe (w pkt)	Współczynnik zmienności (w%)	Średnia amplituda (w pkt)		
			faz wzrostowych	faz spadkowych	cykli
PR. PRZEM.	10,53	9,86	21,65	23,50	-1,85
BEZROB	3,14	3,09	4,40	5,90	-1,50
LWYREJST	13,12	13,35	5,32	3,80	1,52
OFPRACY	23,10	22,53	18,10	14,20	3,90
PLACA	4,01	3,81	5,95	9,10	-3,15
ZATRUDN	3,72	3,69	7,92	10,12	-2,20

Źródło: obliczenia własne.

Tab. 5. Analiza punktów zwrotnych w relacji do szeregu referencyjnego (produkcja przemysłowa)

Szereg czasowy	Dno	Szczyt	Dno	Szczyt	Liczba dodatkowych cykli
PR. PRZEM.	M5-2006	M6-2007	M12-2008	M4-2011	
BEZROB	-4	+10	+9	-4	0
LWYREJST	-	-14	0	-12	0
OFPRACY	-	-17	+2	-11	0
PLACE	+2	+7	+4	+7	2
ZATRUDN	-	+8	+5	-3	0

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

Źródło: badania własne na podstawie danych GUS.