



Joanna Krupowicz

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wydział Nauk Ekonomicznych
Katedra Prognoz i Analiz Gospodarczych
joanna.krupowicz@ue.wroc.pl

PROGNOZOWANIE PUNKTÓW ZWROTNYCH PROCESU URODZEŃ

Streszczenie: Celem artykułu jest wyodrębnienie wahań cyklicznych poprzez wskazanie punktów zwrotnych oraz wyznaczenie prognoz występowania punktów zwrotnych zmiennych demograficznych charakteryzujących proces urodzeń w Polsce. Wykorzystano dane dla 18 zmiennych z dwóch przedziałów czasowych: (1) lat 1951-2006 oraz (2) lat 1951-2010. Punkty zwrotne jako cechy morfologiczne wahań cyklicznych identyfikowano korzystając ze zmodyfikowanej metody harwardzkiej. Metoda pozwala na dekompozycję szeregu i interpretowanie wahań w kategoriach odchyień od trendu (cykl odchyień). Wyznaczając prognozy występowania punktów zwrotnych posłużono się koncepcją zmiennych wyprzedzających i naśladowujących. Ustalono zbiór zmiennych wyprzedzających dla zmiennej referencyjnej (liczba urodzeń) o długim i krótkim okresie wyprzedzenia. Wskazano daty występowania przyszłych punktów zwrotnych liczby urodzeń w Polsce.

Słowa kluczowe: punkt zwrotny, wahania cykliczne, zmienna wyprzedzająca, proces urodzeń.

JEL Classification: C53, J11, J13.

Wprowadzenie

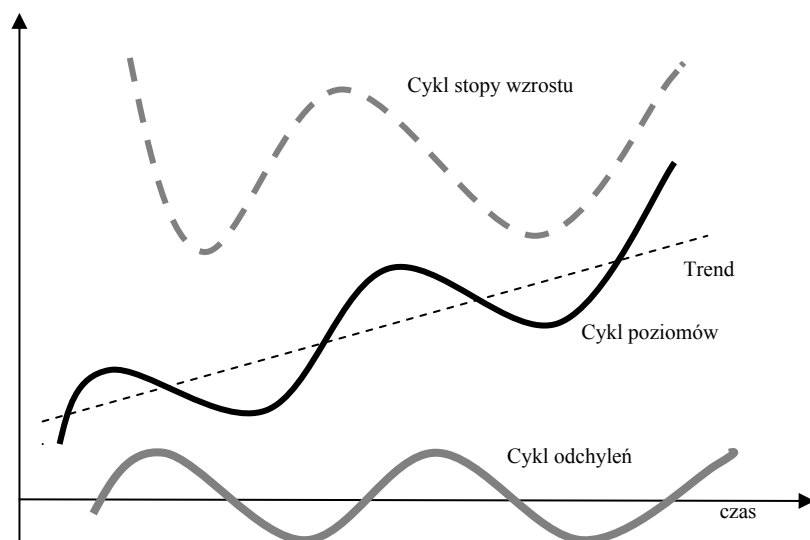
Demografowie obserwują fluktuacje w procesach ludnościowych jako powtarzające się dość regularnie wokół trendu okresy wzrostu i spadku wartości niektórych zmiennych. Dowiedziono, że wahania cykliczne zjawisk demograficznych można identyfikować i mierzyć podobnymi metodami, jakimi posługują się ekonomiści w badaniu koniunktury gospodarczej [Krupowicz, 2012]. Cykliczność procesu urodzeń – postrzegana jako powtarzalność wyżów i niżów urodzeń – może być zatem zmierzona na wzór pomiaru cykli gospodarczych, uwzględniając cechy morfologiczne wahań, takie jak: punkty zwrotne, fazy wa-

hań, długość cyklu. Identyfikacja wahań cyklicznych procesu urodzeń jest ważna nie tylko dla prowadzenia poprawnych analiz, ale i prognozowania rozrodzności. Pomijanie występujących fluktuacji sprawia, że prognozy – sporządzanie w drodze ekstrapolacji tendencji rozwojowej obserwowanej nawet przez kilkanaście lat – okazują się zawodne.

W badaniach zjawisk ekonomicznych i społecznych korzysta się z długich szeregów czasowych. Analiza zmian w czasie wymaga wykrycia prawidłowości, którymi charakteryzuje się rozważany szereg czasowy. Dekompozycję szeregu czasowego, tj. identyfikację składowych szeregu, przeprowadza się z wykorzystaniem sformalizowanych metod. W artykule zostanie wykorzystana metoda wyróżniania składowej cyklicznej w szeregu czasowym w konwencji cyklu odchyień, ze szczególnym uwzględnieniem sposobu identyfikowania punktów zwrotnych. Do prognozowania punktów zwrotnych posłuży koncepcja zmiennych wyprzedzających i naśladowujących. W koncepcji – stosowanej w prognozowaniu wahań cyklicznych w gospodarce – zmienna wyprzedzająca doświadcza poszczególnych faz cyklu wahań wcześniej niż zmienna referencyjna, natomiast zmienna naśladowująca przechodzi fazy cyklu później niż zmienna referencyjna.

1. Wahania cykliczne i ich cechy morfologiczne

Wahania koniunkturalne można interpretować w trzech różnych konwencjach: (1) na podstawie wartości absolutnych (tzw. cykl poziomów), (2) na podstawie odchyień od trendu (tzw. cykl odchyień) oraz (3) na podstawie dynamiki (tzw. cykl stopy wzrostu) [Hübner i in., 1994; Drozdowicz-Bieć, 2012]. Klasycznie wahania koniunkturalne były rozumiane jako powtarzające się okresy wzrostu i spadku absolutnego badanych wielkości. W konwencji cyklu odchyień odwołuje się do pewnej hipotetycznej wielkości – trendu, czyli ścieżki długo-okresowego równomiernego wzrostu gospodarki. Odchylenia od trendu (w górę lub w dół) stanowią o cyklu koniunkturalnym. Konwencja cyklu stopy wzrostu polega na rozważaniu oscylacji koniunkturalnych w kategoriach wahań tempa, a uzasadnieniem są: sporadyczność obserwowanych spadków badanych wielkości oraz kłopotliwe z przyczyn formalnych i merytorycznych wyznaczenie trendu. Wymienione konwencje istnieją obok siebie. Każda z nich prowadzi do otrzymania odmiennego obrazu cyklu koniunkturalnego (rys. 1). W badaniach skłania się do interpretowania fluktuacji koniunkturalnych w kategoriach odchyień od trendu lub w konwencji wahań stopy wzrostu.

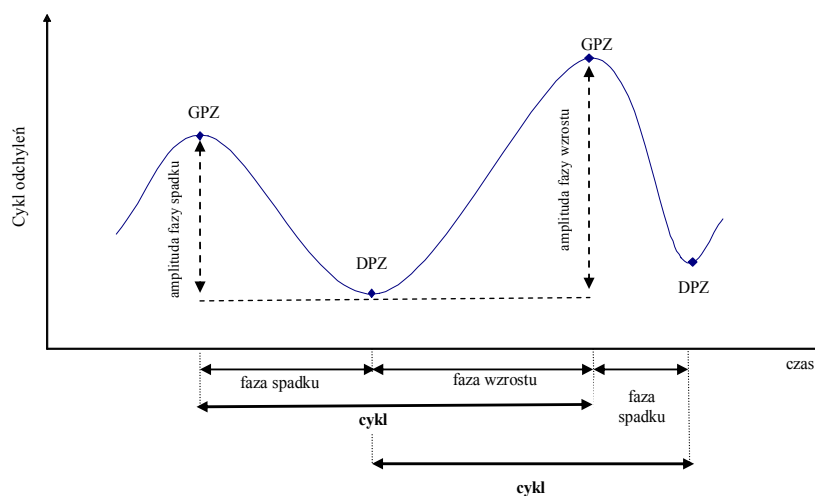


Rys. 1. Konwencje wyodrębniania cykli koniunkturalnych

Źródło: Na podstawie: [Drozdowicz-Bieć, 2012, s. 23].

W zależności od przyjętego podejścia do wyodrębniania wahań cyklicznych moment oznaczenia punktów zwrotnych jest inny [Hübner i in., 1994, s. 19; Lubiąski, 2002, s. 65-68; Drozdowicz-Bieć, 2012, s. 20-23]. W konwencji cyklu poziomów dolny punkt zwrotny odpowiada minimalnej wartości wskaźnika w danym cyklu, a górny punkt zwrotny – maksymalnej wartości wskaźnika w danym cyklu. Według konwencji cyklu odchyień punkt zwrotny ustala się względem przyjętego układu odniesienia, którym zwykle jest trend. Na górny punkt zwrotny wskazuje maksymalne odchylenie od trendu, a na dolny punkt zwrotny – minimalne odchylenie trendu. W konwencji cyklu wzrostu podstawą do wyznaczenia punktów zwrotnych jest dynamika wzrostu. Dolny punkt zwrotny występuje w okresie, w którym tempo wzrostu przybiera wartości minimalne, natomiast górny punkt zwrotny wypada w okresie, gdy wartości tempa są maksymalne.

Punkty zwrotne mają szczególne znaczenie w interpretacji wahań cyklicznych, gdyż wyznaczają początek i koniec faz. Tym samym umożliwiają badanie pozostałych cech morfologicznych wahań cyklicznych, takich jak: długość (fazy, cyklu), amplituda (fazy, cyklu), intensywność (fazy, cyklu), symetryczność [Barczyk, 2004, s. 21-36]. Na rys. 2 przedstawiono cechy morfologiczne wahań w konwencji cyklu odchyień.



Objaśnienia: GPZ – górny punkt zwrotny, DPZ – dolny punkt zwrotny.

Rys. 2. Cechy morfologiczne wahań cyklicznych

Źródło: Krupowicz [2012, s. 86].

2. Identyfikacja i prognozowanie wahań cyklicznych

W identyfikacji wahań cyklicznych korzysta się ze sformalizowanych metod dekompozycji szeregu czasowego. Zakłada się, że w szeregu występuje trend, składowa sezonowa, składowa cykliczna oraz składnik losowy. Procedurę wyróżniania składowej cyklicznej z szeregu czasowego jako pierwsi opisali ekonomiści zajmujący się badaniem koniunktury gospodarczej. Początkowo do oczyszczenia szeregu z trendu i wahań sezonowych stosowano metodę harwardzką analizy koniunktury [Persons, 1919], następnie wykorzystywano metodę PAT (*Phase Average Trend*) [OECD, 1987; Nilsson, 1991]. Współcześnie przeprowadza się filtrację szeregu, czyli dekompozycję szeregu do postaci trend-cykl, stosuje się filtry Hodricka–Prescotta, Baxter–Kinga, Christiano–Fitzgeralda i ich modyfikacje [Skrzypczyński, 2010].

Prognozowania zmian cyklu koniunkturalnego można dokonać na podstawie analizy fluktuacji pojedynczych zmiennych o charakterze wskaźników wyprzedzających lub podejmując próbę konstrukcji syntetycznego wskaźnika o silnych zdolnościach predykcyjnych. Koncepcja wskaźników wyprzedzających została zainicjowana przez A.F. Burnsa i W.C. Mitchella [1946], którzy dokonali selekcji informacji statystycznych na trzy grupy: (1) opisujące aktualny stan gospodarki, (2) informujące o przyszłych tendencjach i (3) pokazujące stan gospodarki z pewnym opóźnieniem.

Punktem wyjścia w tej koncepcji prognozowania wahań cyklicznych jest wybór odpowiedniego szeregu odniesienia. Istnieją dwa podejścia do wyboru takiego szeregu. W pierwszym sposobie przyjmuje się jako szereg referencyjny pojedynczy szereg obejmujący szeroki zakres działalności gospodarczej; w badaniach jest wykorzystywany szereg produkcji przemysłowej [OECD, 2006; de Bondt i Hahn, 2010]. Natomiast w drugim sposobie sugeruje się użycie agregatu różnych szeregów o zerowej wartości oczekiwanej błędu pomiaru; stosuje się syntetyczny jednoczesny wskaźnik zmian koniunktury [Łupiński, 2008; Ulrichs, 2013; Błażej i Ulrichs, 2014].

Postępowanie prowadzące do otrzymania wskaźników syntetycznych obejmuje m.in. wyodrębnienie komponentu cyklicznego, ustalenie punktów zwrotnych, ustalenie klas zmiennych (wyprzedzających, jednoczesnych i naśladowczych), konstrukcję syntetycznych wskaźników dla każdej klasy [OECD, 1987; Drozdowicz-Bieć, 2006; Ulrichs, 2013]. Jednoczesny syntetyczny wskaźnik reprezentuje aktualne zmiany zachodzące w gospodarce, natomiast syntetyczny wskaźnik wyprzedzający służy do wyznaczenia tendencji, którą przejawia gospodarka. Zaleca się badanie jakości uzyskanych syntetycznych wskaźników, zwłaszcza stabilności uzyskanych klas wskaźników ze względu na okres wyprzedzania niezależnie od długości szeregów czasowych [Banerji i Hiris, 2001].

3. Zastosowane metody badawcze

3.1. Zmodyfikowana metoda harwardzka

W celu identyfikacji wahań cyklicznych posłużono się zmodyfikowaną metodą harwardzką. Procedura jest szczegółowo opisana w [Krupowicz, 2012, s. 103-106]. Skorzystanie ze zmodyfikowanej metody harwardzkiej wymaga założenia, iż szereg czasowy y_t , dla $t = 1, 2, \dots, n$, jest modelem następującej postaci addytywnej:

$$y_t = g_t + c_t + \xi_t,$$

gdzie:

g_t – tendencja rozwojowa,

c_t – wahania cykliczne,

ξ_t – wahania przypadkowe.

Postępowanie prowadzone jest w czterech etapach. Etap 1 polega na wyodrębnieniu tendencji rozwojowej w analizowanym szeregu czasowym. Kryterium wyboru właściwej postaci funkcji trendu jest przebieg wartości funkcji w bada-

nym szeregu wskazujący na zaobserwowaną prawidłowość. W etapie 2 eliminuje się trend z szeregu czasowego, tj. oblicza się odchylenia bezwzględne jako różnice wartości zmiennej i wartości wynikających z funkcji trendu. Etap 3 polega na eliminacji wahań przypadkowych, tj. wygładza się uzyskane wartości odchyłeń poprzez obliczenie średniej ruchomej (wartość wygładzoną przypisuje się środkowej obserwacji z fragmentu odcinka, z którego uzyskiwano wartość średnią)¹. Efektem zabiegów przeprowadzonych w tym etapie jest uzyskanie wahań cyklicznych, czyli wygładzonych wartości odchyłeń badanej zmiennej od funkcji trendu. W etapie 4 określone zostają cechy morfologiczne wahań cyklicznych.

Modyfikacja metody harwardzkiej była niezbędna ze względu na korzystanie z danych rocznych; pierwotnie metoda ta była stosowana dla danych kwartalnych lub miesięcznych. Wprowadzone zmiany dotyczyły etapu pierwszego (uwzględniono nieliniowe funkcje trendu; pierwotnie – tendencja była wyodrębniana jako liniowa funkcja trendu) i etapu drugiego (sposób eliminacji tendencji z szeregu odpowiadał postaci modelu). Dodano także etap trzeci (rozdzielenie wahań cyklicznych i przypadkowych). W opinii autorki użycie zmodyfikowanej metody harwardzkiej jest zasadne ze względu na obserwowane w szeregach czasowych zmiennych demograficznych długookresowe, sekularne tendencje, które można opisywać jednolitymi funkcjami trendu.

Pod pojęciem cech morfologicznych wahań cyklicznych, ustalanych w etapie czwartym zmodyfikowanej metody harwardzkiej, należy rozumieć właściwości opisujące wyodrębnione fluktuacje. Najważniejszymi własnościami wahań cyklicznych są punkty zwrotne i fazy. W niniejszym postępowaniu górny punkt zwrotny występuje w momencie, w którym wygładzone odchylenie zmiennej osiąga największą wartość dodatnią, a dolny punkt zwrotny – w momencie, w którym wygładzone odchylenie zmiennej osiąga najmniejszą wartość ujemną.

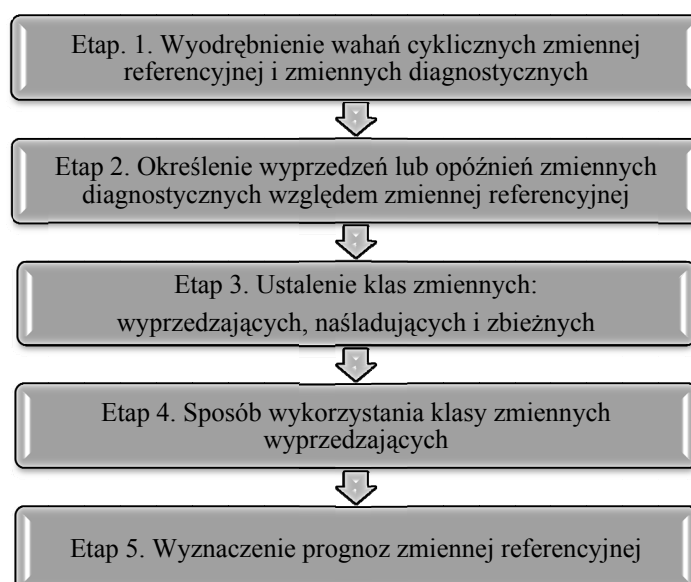
3.2. Prognozowanie punktów zwrotnych

W prognozowaniu występowania punktów zwrotnych wykorzystano koncepcję zmiennych wyprzedzających i naśladowujących, mającą zastosowanie w prognozowaniu koniunktury gospodarczej [OECD, 1987]. Koncepcja ta została zaaplikowana na grunt badań demograficznych dotyczących cykliczności procesów ludnościowych. Użyteczność metody jako narzędzia analizy i prognozo-

¹ Stałą wygładzania średniej ruchomej można zmieniać w zależności od długości szeregu czasowego i siły wahań przypadkowych. Ale wybór większej stałej wygładzania spowoduje skrócenie szeregu czasowego w większym zakresie niż wybór mniejszej stałej wygładzania.

wania koniunktury demograficznej została potwierdzona badaniami w [Krupowicz, 2000, 2009, 2011; Gazińska, 2005].

Koncepcja zmiennych wyprzedzających i naśladowujących wykorzystuje konwencję cyklu odchyień. Punktem wyjścia jest wybór zmiennej referencyjnej, czyli szeregu podstawowego odzwierciedlającego główne zmiany w koniunkturze. W przypadku koniunktury demograficznej taką zmienną referencyjną może być liczba ludności, która niesie w sobie najważniejsze informacje dotyczące przemian demograficznych, będące rezultatem zarówno czynników wewnętrznych, jak i zewnętrznych [Krupowicz, 2000; Gazińska, 2005]. Z kolei w badaniu cykliczności procesu urodzeń za zmienną referencyjną można przyjąć liczbę urodzeń [Krupowicz, 2009, 2011]. Procedurę postępowania zmierzającą do wyznaczenia prognoz zmiennej referencyjnej przedstawia rys. 3.



Rys. 3. Procedura wyznaczania prognoz zmiennej referencyjnej w koncepcji zmiennych wyprzedzających i naśladowujących

Etap pierwszy przebiega zgodnie ze zmodyfikowaną metodą harwardzką. Wyodrębnione wahania cykliczne są wygładzonymi odchyleniami zmiennej od tendencji rozwojowej, czyli efektem etapu 3 zmodyfikowanej metody harwardzkiej. Określenie w etapie drugim wyprzedzenia lub opóźnienia zmiennych diagnostycznych względem zmiennej referencyjnej odbywa się na podstawie współczynników korelacji pomiędzy wahaniami cyklicznymi zmiennej referencyjnej a wahaniami cyklicznymi zmiennych ze zbioru zmiennych diagnostycznych z uwzględnieniem przesunięć w czasie. Ujemna wartość przesunięcia ($-p$)

oznacza, że zmienna X wyprzedza o p okresów zmienną referencyjną Y . Wartość dodatnia przesunięcia (p) oznacza, że zmienna X jest opóźniona o p okresów wobec zmiennej referencyjnej Y . W etapie trzecim ustala się klasy zmiennych: wyprzedzających, zbieżnych i naśladowujących. W tym celu stosuje się kryterium najwyższej co do modułu wartości współczynnika korelacji.

W etapie czwartym określa się sposób wykorzystania klasy zmiennych wyprzedzających do wyznaczenia prognoz zmiennej referencyjnej. Możliwe są dwa: pierwszy wykorzystuje pojedyncze zmiennej wyprzedzające, a drugi – zmienną syntetyczną zbudowaną na podstawie pojedynczych zmiennych wyprzedzających. W przypadku drugiego sposobu, zmienną syntetyczną konstruuje się jako średnią arytmetyczną znormalizowanych wartości zmiennych wyprzedzających z uwzględnieniem przesunięcia szeregów czasowych zmiennych wyprzedzających o wyróżniony okres wyprzedzenia. Ponieważ normalizacja odbywa się na podstawie danych pierwotnych, należy sprowadzić zagregowaną zmienną wyprzedzającą do porównywalności z szeregiem czasowym zmiennej referencyjnej, tj. wyodrębnić wahania cykliczne zgodnie ze zmodyfikowaną metodą harwardzką.

W ostatnim etapie dla zmiennej referencyjnej można wyznaczyć prognozy jej wartości lub prognozy dat występowania punktów zwrotnych. Konstrukcja prognoz wartości zmiennej referencyjnej wymaga skonstruowania modelu wiążącego wahania cykliczne zmiennej referencyjnej i wahania cykliczne zmiennych wyprzedzających. W modelu rolę zmiennych objaśniających pełnią pojedyncze zmienne wyprzedzające lub syntetyczna zmienna wyprzedzająca z właściwym okresem wyprzedzenia. Model wahań cyklicznych formalnie ma postać modelu ekonometrycznego, lecz związki zmiennych mają wyłącznie charakter symptomatyczny. Ostateczną prognozę wartości zmiennej referencyjnej uzyskuje się korygując prognozowaną wartość wynikającą z ekstrapolacji funkcji trendu wartością prognozowanych modelem wahań cyklicznych. Formalny zapis w zakresie konstrukcji prognoz wartości zmiennej referencyjnej można znaleźć np. w pracy Krupowicza [2009]. W przypadku wyznaczania prognoz dat występowania punktów zwrotnych postępowanie jest zdecydowanie prostsze. Zestawia się szeregi wygładzonych odchyleń od trendu zmiennej referencyjnej i pojedynczych (lub syntetycznych) zmiennych wyprzedzających z uwzględnieniem okresu wyprzedzenia względem zmiennej referencyjnej². Okres występowania punktu zwrotnego zmiennej wyprzedzającej wskazuje na prognozowaną datę występowania punktu zwrotnego zmiennej referencyjnej.

² Gdy wartość współczynnika korelacji między wahaniami cyklicznymi zmiennej referencyjnej i zmiennej wyprzedzającej jest ujemna, wówczas wartości wyodrębnionych odchyleń od trendu zmiennej wyprzedzającej należy pomnożyć przez (-1) . Zabieg ten ułatwi wskazanie prognozowanych punktów zwrotnych.

4. Uzyskane wyniki

Identyfikację punktów zwrotnych przeprowadzono dla zmiennych demograficznych charakteryzujących proces urodzeń w Polsce. Wybrano 18 zmiennych – 10 mierników o absolutnym charakterze (liczba urodzeń żywych, liczba kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat, liczba kobiet w siedmiu 5-letnich grupach wieku rozrodczego i przeciętny wiek rodzenia przez kobiety) oraz 8 mierników o relatywnym charakterze (ogólny współczynnik płodności, sześć cząstkowych współczynników płodności w 5-letnich grupach wieku rozrodczego³ i współczynnik dzietności). W długich szeregach czasowych zaobserwowano trend malejący i wahania cykliczne w przypadku następujących zmiennych: liczba urodzeń żywych, ogólny współczynnik płodności, cząstkowe współczynniki płodności w każdej z 5-letnich grup wieku oraz współczynnik dzietności. Natomiast stwierdzono trend rosnący i wahania cykliczne w przypadku liczby kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat oraz liczby kobiet w każdej z 5-letnich grup wieku rozrodczego.

Dekompozycję szeregów czasowych i określenie cech morfologicznych wahań cyklicznych, tj. punktów zwrotnych, przeprowadzono z wykorzystaniem zmodyfikowanej metody harwardzkiej. Uwzględniono dwa przedziały czasowe, w których identyfikowano punkty zwrotne: (1) obejmował lata 1951-2006, (2) obejmował lata 1951-2010. Na wstępie wyodrębniono tendencje rozwojowe w każdym z szeregów czasowych. Były to w większości liniowe funkcje trendu lub wielomiany stopnia drugiego. Wyeliminowano trend z szeregu czasowego, następnie wygładzono uzyskane bezwzględne odchylenia otrzymując wahania cykliczne. W celu wygładzenia odchyleń zastosowano średnią ruchomą 5-elementową. Wybrana stała wygładzania zapewniła skuteczne wygładzenie szeregów charakteryzujących się wahaniami przypadkowymi, a jednocześnie nie spowodowała znaczącej utraty informacji poprzez skrócenie długości analizowanych szeregów czasowych.

Określono cechy morfologiczne wahań cyklicznych. W badaniu skupiono się na wskazaniu punktów zwrotnych jako jednej z podstawowych cech tych wahań. Zidentyfikowane – według postępowania opisanego w pkt. 3.1 – daty występowania punktów zwrotnych zmiennych demograficznych zestawiono w tab. 1.

³ Ze względu na bardzo niską zmienność wartości w czasie w badaniu pominięto cząstkowy współczynnik płodności kobiet w wieku 45-49 lata.

Tabela 1. Zidentyfikowane punkty zwrotne zmiennych demograficznych

Zmienna	Rok występowania punktu zwrotnego		
	identyfikacja w przedziale lat 1951-2006	identyfikacja w przedziale lat 1951-2010	
Liczba urodzeń żywych	1956 ; 1966; 1983 ; 2001	1956 ; 1966; 1983 ; 2001	
Liczba kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat	1961; 1975 ; 1988; 1997	1962; 1975 ; 1987; 1998	
Liczba kobiet w grupach wieku rozrodczego	15-19 lat	1960; 1972 ; 1985; 1999	1960; 1972 ; 1985; 2000
	20-24 lata	1965; 1976 ; 1990	1965; 1976 ; 1990
	25-29 lat	1970; 1981 ; 1995	1970; 1981 ; 1995
	30-34 lata	1960 ; 1975; 1987 ; 2000	1958 ; 1975; 1987 ; 2000
	35-39 lat	1964 ; 1980; 1991	1963 ; 1980; 1992 ; 2004
	40-44 lata	1960; 1968 ; 1985; 1996	1960; 1968 ; 1985; 1997
Ogólny współczynnik płodności	1957 ; 1969; 1985 ; 1998	1957 ; 1969; 1985 ; 2000	
Cząstkowy współczynnik płodności w grupach wieku rozrodczego	15-19 lat	1960 ; 1971; 1986	1960 ; 1971; 1986 ; 2004
	20-24 lata	1959 ; 1969; 1985	1958 ; 1970; 1986 ; 2003
	25-29 lat	1954 ; 1970; 1986 ; 2001	1954 ; 1970; 1986 ; 2001
	30-34 lata	1954 ; 1964; 1985 ; 2002	1955 ; 1964; 1985 ; 2002
	35-39 lat	1957 ; 1964; 1985	1957 ; 1964; 1985 ; 2005
40-44 lata	1954 ; 1967; 1987	1954 ; 1967; 1994	
Współczynnik dzietności	1968; 1985 ; 2000	1968; 1985 ; 2000	
Przeciętny wiek rodzących kobiet	1954 ; 1960; 1967 ; 1976; 1987 ; 2000	1954 ; 1959; 1967 ; 1976; 1987 ; 2000	

Objaśnienie: pogrubioną czcionką zaznaczono górny punkt zwrotny, zwykłą czcionką – dolny punkt zwrotny.

W przedziale identyfikacji przypadającym na lata 1951-2006 wskazano łącznie 35 górnych punktów zwrotnych i 32 dolne punkty zwrotne, zaś w przedziale lat 1951-2010 odpowiednio 35 i 36 punktów zwrotnych. Wydłużenie przedziału czasowego dla wyodrębnienia wahań cyklicznych potwierdza zidentyfikowane przeszłe okresy występowania punktów zwrotnych. W nielicznych przypadkach zaobserwowano przesunięcie o jeden rok lub dwa lata dat występowania punktów zwrotnych. Wyjątkiem był cząstkowy współczynnik płodności kobiet w wieku 40-44 lata, w zidentyfikowanych punktach nastąpiło przesunięcie ostatniego górnego punktu zwrotnego o 7 lat.

Porównując daty występowania punktów zwrotnych zmiennych dostrzeżono pewne podobieństwa. Punkty zwrotne liczby urodzeń, ogólnego współczynnika płodności i współczynnika dzietności występują w tym samym roku lub data ich występowania różni się o 1-3 lata. Wskazuje to na synchronizację wahań cyklicznych wspomnianych zmiennych. Natomiast daty występowania punktów zwrotnych liczby kobiet w wieku rozrodczym wskazują na asynchronizację wahań cyklicznych tej zmiennej i pozostałych zmiennych.

W celu wyznaczenia przyszłych punktów zwrotnych procesu urodzeń w Polsce wykorzystano koncepcję zmiennych wyprzedzających i naśladowujących. Na początku wybrano liczbę urodzeń jako zmienną referencyjną, dla której będą wyznaczone prognozy występowania punktów zwrotnych. Dla utworzenia zbioru zmiennych wyprzedzających zastosowano analizę korelacji, zgodnie z opisem etapu drugiego procedury. Obliczano współczynniki korelacji między wahaniami cyklicznymi (wygładzonymi odchyleniami bezwzględny od tendencji rozwojowych) zmiennej referencyjnej i zmiennych diagnostycznych (17 zmiennych). Przy obliczaniu współczynników korelacji uwzględniono maksymalne wyprzedzenie/opóźnienie do 28 lat. W tab. 2 zestawiono maksymalne i minimalne wartości współczynników korelacji, uwzględniono okres wyprzedzenia ($-p$) lub okres opóźnienia ($+p$). W dalszej części artykułu stosowane będą następujące sformułowania: wyprzedzenie p do określenia przesunięcia ($-p$) oraz opóźnienie p dla określenia przesunięcia ($+p$). Stosując kryterium maksymalnej co do modułu wartości współczynnika korelacji wskazano, które ze zmiennych diagnostycznych należy uznać za zmienne wyprzedzające względem zmiennej referencyjnej.

Tabela 2. Maksymalne i minimalne wartości współczynników korelacji między zmienną referencyjną a zmiennymi diagnostycznymi dla wahań cyklicznych

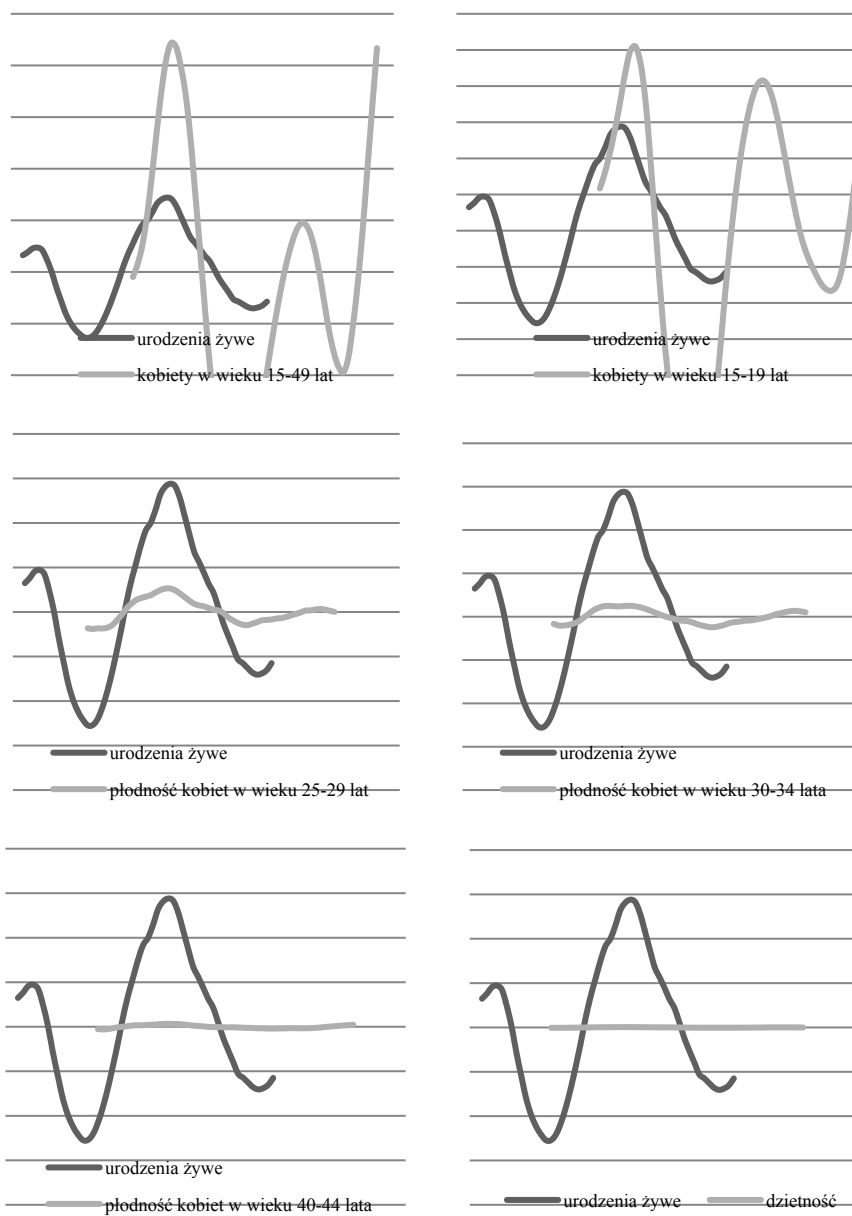
Zmienna	Identyfikacja w przedziale lat 1951-2006		Identyfikacja w przedziale lat 1951-2010		
	współczynnik korelacji	okres wyprzedzenia ($-p$) lub opóźnienia ($+p$)	współczynnik korelacji	okres wyprzedzenia ($-p$) lub opóźnienia ($+p$)	
Liczba kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat	-0,940	-23	0,666	18	
Liczba kobiet w grupach wieku rozrodczego	15-19 lat	-0,901	-26	-0,864	4
	20-24 lata	-0,896	10	-0,879	9
	25-29 lat	-0,890	15	-0,883	15
	30-34 lata	-0,937	20	0,845	-27
	35-39 lat	-0,988	25	0,902	11
	40-44 lata	0,848	16	0,852	15
	45-49 lat	0,953	22	0,769	21
Ogólny współczynnik płodności	0,947	3	-0,941	-14	
Cząstkowy współczynnik płodności w grupach wieku rozrodczego	15-19 lat	-0,953	21	-0,960	21
	20-24 lata	-0,975	20	0,946	5
	25-29 lat	-0,988	-13	-0,988	-13
	30-34 lata	-0,973	-16	-0,972	-16
	35-39 lat	-0,953	21	-0,958	21
	40-44 lata	-0,982	-16	-0,957	-15
Współczynnik dzietności	-0,992	-14	-0,991	-14	
Przeciętny wiek rodzących kobiet	-0,862	23	0,807	8	

Dokonując identyfikacji wahań cyklicznych w przedziale lat 1951-2006 ustalono 6 zmiennych wyprzedzających. Dwie zmienne miały długi okres wyprzedzenia: liczba kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat (wyprzedzenie 23 lata) i liczba kobiet w wieku 15-19 lat (wyprzedzenie 26 lat). Cztery zmienne charakteryzowały się krótkim okresem wyprzedzenia: cząstkowy współczynnik płodności kobiet w wieku 25-29 lat (wyprzedzenie 13 lat), cząstkowy współczynnik płodności kobiet w wieku 30-34 lata (wyprzedzenie 16 lat), cząstkowy współczynnik płodności kobiet w wieku 40-44 lata (wyprzedzenie 16 lat) oraz współczynnik dzietności (wyprzedzenie 14 lat). Jako zmienną zbieżną można traktować ogólny współczynnik płodności, dla której wskazano najkrótszy okres przesunięcia (3 lata). Natomiast pozostałe zmienne (10) ze zbioru zmiennych diagnostycznych należy zakwalifikować jako zmienne opóźnione.

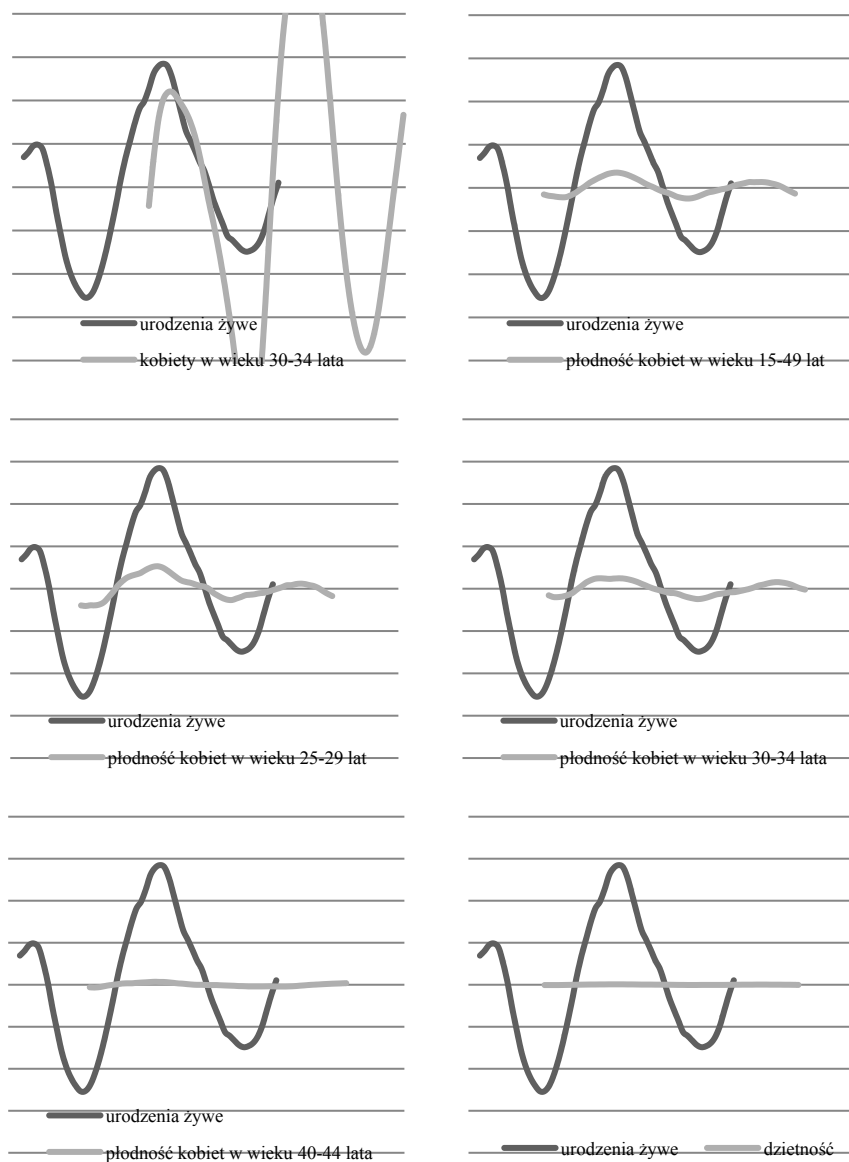
Gdy identyfikacji wahań cyklicznych obejmowała przedział lat 1951-2010 ustalono – podobnie jak poprzednio – 6 zmiennych wyprzedzających, przy czym jedna zmienna miała długi okres wyprzedzenia (liczba kobiet w wieku 30-34 lata, wyprzedzenie 27 lat), a pięć zmiennych – krótki okres wyprzedzenia. Wśród zmiennych wyprzedzających o krótkim okresie wyprzedzenia znalazły się: ogólny współczynnik płodności (wyprzedzenie 14 lat), cząstkowy współczynnik płodności kobiet w wieku 25-29 lat (wyprzedzenie 13 lat), cząstkowy współczynnik płodności kobiet w wieku 30-34 lata (wyprzedzenie 16 lat), cząstkowy współczynnik płodności kobiet w wieku 40-44 lata (wyprzedzenie 15 lat) oraz współczynnik dzietności (wyprzedzenie 14 lat). Dwie zmienne (liczba kobiet w wieku 15-19 lat i cząstkowy współczynnik płodności kobiet w wieku 20-24 lata) zaliczono do klasy zmiennych jednoczesnych (przesunięcia odpowiednio 4 i 5 lat). Z kolei 9 pozostałych zmiennych ze zbioru zmiennych diagnostycznych zakwalifikowano jako zmienne opóźnione.

Uzyskano bardzo wysokie, przekraczające 0,8, wartości współczynników korelacji dla wyselekcjonowanych przesunięć, co potwierdza silne zależności korelacyjne. W przypadku klasy zmiennych wyprzedzających współczynniki korelacji niemal zawsze miały ujemne wartości, co świadczy o przeciwnych fazach wahań zmiennej referencyjnej i zmiennych wyprzedzających.

Wydłużenie przedziału identyfikacji wahań cyklicznych skutkowało ustaleniem podobnego zestawu zmiennych wyprzedzających. Do klasy zmiennych wyprzedzających trafiły te same cztery zmienne o krótkim okresie wyprzedzenia (cząstkowe współczynniki płodności kobiet w wieku 25-29 lata, 30-34 lata i 40-44 lata oraz współczynnik dzietności), co więcej okresy wyprzedzenia nie zmieniły się, w przypadku jednej zmiennej różnił się o jeden rok. Można zatem uznać, że klasa zmiennych wyprzedzających jest dość stabilna ze względu na reprezentujące ją zmienne i okresy wyprzedzenia.



Rys. 4. Wygładzone odchylenia bezwzględne zmiennej referencyjnej i zmiennych wyprzedzających (identyfikacja w przedziale lat 1951-2006)



Rys. 5. Wygładzone odchylenia bezwzględne zmiennej referencyjnej i zmiennych wyprzedzających (identyfikacja w przedziale lat 1951-2010)

Na rys. 4 i 5 przedstawiono wahania cykliczne zmiennej referencyjnej (liczba urodzeń żywych) i pojedynczych zmiennych wyprzedzających z uwzględnieniem okresu wyprzedzenia. Wartości wygładzonych odchyłeń bezwzględnych zmiennych wyprzedzających pomnożono przez (-1) , gdy współczynnik korelacji między zmienną referencyjną a wyprzedzającą miał ujemną wartość.

Można zauważyć podobieństwo przebiegu wahań cyklicznych zmiennej referencyjnej i pojedynczych zmiennych wyprzedzających. Co prawda nie zawsze obserwuje się występowania w dokładnie w tym samym czasie punktów zwrotnych dla zmiennej referencyjnej i pojedynczych zmiennych wyprzedzających, ale pokrywają się fazy wzrostu i fazy spadku rozważanych zmiennych.

Pojedyncze zmienne wyprzedzające posłużyły do prognozowania punktów zwrotnych zmiennej referencyjnej, tj. liczby urodzeń w Polsce. Prognozy dat występowania punktów zwrotnych (tab. 3) wyznaczono zgodnie z postępowaniem opisanym w 3.2.

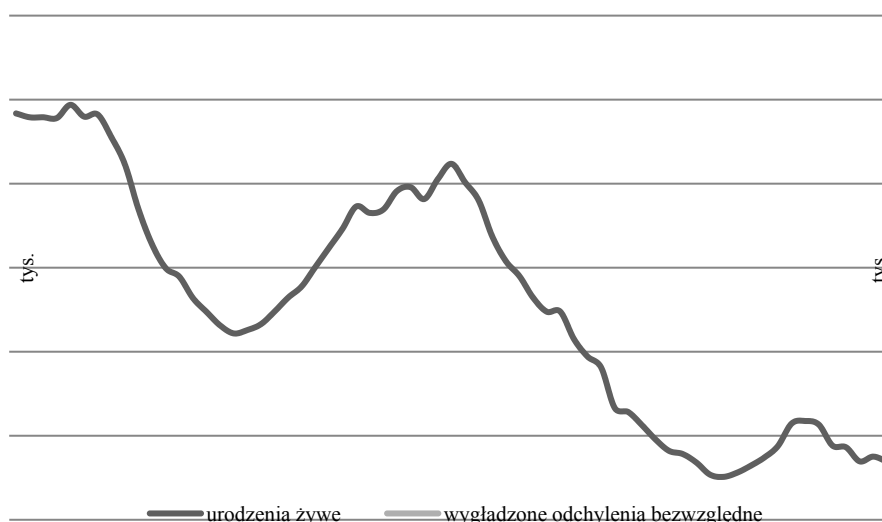
Tabela 3. Prognozy dat występowania punktów zwrotnych zmiennej referencyjnej

Zmienna wyprzedzająca		Identyfikacja w przedziale lat 1951-2006		Identyfikacja w przedziale lat 1951-2010	
		górnny punkt zwrotny	dolny punkt zwrotny	górnny punkt zwrotny	dolny punkt zwrotny
Liczba kobiet w wieku rozrodczym 15-49 lat		2011	2020	x	x
Liczba kobiet w grupach wieku rozrodczego	15-19 lat	2011	2025	x	x
	30-34 lata	x	x	2014	2027
Ogólny współczynnik płodności		x	x	2014	–
Cząstkowy współczynnik płodności w grupach wieku rozrodczego	25-29 lat	2014	–	2014	–
	30-34 lata	2018	–	2018	–
	40-44 lata	–	–	2014	–
Współczynnik dzietności		2014	–	2014	–

Gdy identyfikację wahań cyklicznych przeprowadzono w latach 1951-2006, to na podstawie dwóch zmiennych o długim okresie wyprzedzenia prognozowany górny punkt zwrotny liczby urodzeń w Polsce przypada na 2011 r., natomiast na podstawie zmiennych o krótkim okresie wyprzedzenia – na 2015 r. (wartość uśredniona). Na podstawie wahań cyklicznych cząstkowego współczynnika płodności kobiet w wieku 40-44 lata nie ustalono punktów zwrotnych. Prognozowany dolny punkt zwrotny wskazano wyłącznie na podstawie dwóch zmiennych o długim okresie wyprzedzenia i wypada na 2023 r. (wartość uśredniona).

W przypadku identyfikacji wahań cyklicznych w przedziale lat 1951-2010, prognozowany górny punkt zwrotny liczby urodzeń w Polsce na podstawie zmiennej o długim okresie wyprzedzenia wypada na 2014 r., a na podstawie pięciu zmiennych o krótkim okresie wyprzedzenia – na 2014 (wartość mediany) lub 2015 (wartość uśredniona). Przewidywany – na podstawie zmiennej o długim okresie wyprzedzenia – dolny punkt zwrotny wystąpi w 2027 r.

W celu sprawdzenia trwałości występowania punktów zwrotnych zmiennej referencyjnej identyfikację przeprowadzono w przedziale lat 1951-2015. Wyodrębnione wahania cykliczne dla tej zmiennej przedstawiono na rys. 6.



Rys. 6. Wartości rzeczywiste i wygładzone odchylenia bezwzględne zmiennej referencyjnej w latach 1951-2015

W najdłuższym przedziale (1951-2015) potwierdzono występowanie dolnych punktów zwrotnych w latach 1966 i 2001, a górnych punktów zwrotnych w latach 1956 i 1983, dodatkowo wskazano kolejny górny punkt w 2010 r.

Zweryfikowano prognozy dat występowania górnego punktu zwrotnego liczby urodzeń w Polsce. W rzeczywistości punkt zwrotny wystąpił wcześniej niż przewidywano. Trafne okazały się prognozy wystąpienia punktu zwrotnego wyznaczone na podstawie dwóch zmiennych wyprzedzających o długim okresie wyprzedzenia, średni błąd ex post (ME) wyniósł -1 rok. Natomiast obarczone większymi błędami okazały się prognozy wyznaczone na podstawie zmiennych wyprzedzających o krótkim okresie wyprzedzenia, błędy ex post od -8 lat do -4 lat. Średni błąd ex post (ME) prognoz dat występowania górnego punktu zwrotnego na podstawie pojedynczych zmiennych wyprzedzających wyniósł $-3,6$ lat (uwzględniając identyfikację w przedziale lat 1951-2006) oraz $-4,8$ lat (identyfikacja w przedziale lat 1951-2010).

Podsumowanie

Długie szeregi czasowe zmiennych demograficznych charakteryzujących proces urodzeń w Polsce podlegają wahaniom cyklicznym. Punkty zwrotne jako cechy morfologiczne wahań cyklicznych zidentyfikowano korzystając ze zmodyfikowanej metody harwardzkiej. Metoda pozwala na dekompozycję szeregu i interpretowanie wahań w konwencji cyklu odchyleń. Identyfikację wahań cyklicznych przeprowadzono w dwóch przedziałach lat 1951-2006 i 1951-2010, stwierdzając trwałość występowania punktów zwrotnych w tych okresach.

Wyznaczając prognozy występowania punktów zwrotnych dla zmiennej referencyjnej posłużono się koncepcją zmiennych wyprzedzających i naśladowczych. Wskazano zbiór zmiennych wyprzedzających dla zmiennej referencyjnej (liczba urodzeń): o długim okresie wyprzedzenia oraz o krótkim okresie wyprzedzenia. W dwóch przedziałach identyfikacji wahań cyklicznych ustalono podobny zestaw zmiennych wyprzedzających. Do klasy zmiennych wyprzedzających trafiły te same cztery zmienne o krótkim okresie wyprzedzenia (częstkowe współczynniki płodności kobiet w wieku 25-29 lata, 30-34 lata i 40-44 lata oraz współczynnik dzietności), co więcej okresy wyprzedzenia nie zmieniły się. Uznano, że klasa zmiennych wyprzedzających jest dość stabilna ze względu na reprezentujące ją zmienne i okresy wyprzedzenia.

Pojedyncze zmienne wyprzedzające posłużyły do prognozowania daty występowania punktów zwrotnych liczby urodzeń w Polsce. Uśredniając daty, prognozowany górny punkt zwrotny liczby urodzeń w Polsce wystąpił w 2014 r. (identyfikacja w przedziale 1951-2006) lub w 2015 r. (identyfikacja w przedziale 1951-2010). Natomiast prognozowany dolny punkt zwrotny wystąpi według odpowiednich przedziałów identyfikacji wahań w 2023 r. lub w 2027 r.

Trwałość występowania punktów zwrotnych zmiennej referencyjnej potwierdzono przeprowadzając identyfikację wahań przedziale lat 1951-2015. Zweryfikowano prognozy dat występowania górnego punktu zwrotnego liczby urodzeń w Polsce. W rzeczywistości punkt zwrotny wystąpił wcześniej (w 2010 r.) niż przewidywano. Także dla pozostałych zmiennych charakteryzujących proces urodzeń w Polsce potwierdzono przeszłe okresy występowania punktów zwrotnych w dłuższym przedziale, tj. do 2015 r. Powyższe rezultaty sugerują dalsze monitorowanie przeszłych i przyszłych punktów zwrotnych zmiennej demograficznych charakteryzujących proces urodzeń w Polsce.

Literatura

- Banerji A., Hiris L. (2001), *A Framework for Measuring International Business Cycles*, „International Journal of Forecasting”, Vol. 17, s. 333-348.
- Barczyk R. (2004), *Teoria i praktyka polityki antycyklicznej*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej, Poznań.
- Błazej M., Ulrichs M. (2014), *Zastosowanie metod statystycznych i ekonometrycznych do badania koniunktury gospodarczej*, „Wiadomości Statystyczne”, nr 9, s. 57-74.
- Bondt G. de, Hahn E. (2010), *Predicting Recessions and Upturns in Real Time: The Euro Area-Wide Leading Indicator (ALI)*, Working Paper Series, No. 1246, European Central Bank, Frankfurt am Main.
- Burns A.F., Mitchell W.C. (1946), *Measuring Business Cycles*, NBER, Cambridge.
- Drozdowicz-Bieć M. (2012), *Cykle i wskaźniki koniunktury*, Poltext, Warszawa.
- Gazińska M. (2005), *Modele dynamiki ludności Szczecina*, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 415, s. 89-110.
- Hübner D., Lubiński M., Małecki W., Matkowski Z. (1994), *Koniunktura gospodarcza*, PWE, Warszawa.
- Krupowicz J. (2000), *Koncepcja zmiennych wyprzedzających i naśladowujących w badaniach koniunktury demograficznej w Polsce*, „Studia Demograficzne”, nr 1(137), s. 97-129.
- Krupowicz J. (2009), *Zmiany struktury populacji kobiet w okresie zdolności rozrodczej a kształtowanie się procesu urodzeń w Polsce – propozycje w zakresie prognozowania*, „Zeszyty Naukowe Sekcji Analiz Demograficznych KND PAN”, nr 20a, s. 44-63.
- Krupowicz J. (2011), *Forecasting the Number of Births in Poland Using Leading Indicators*, „Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu”, nr 196, s. 124-136.
- Krupowicz J. (2012), *Cykliczność procesu urodzeń*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego, Wrocław.
- Lubiński M. (2002), *Analiza koniunktury i badanie rynków*, Dom Wydawniczy Elipsa, Warszawa.
- Łupiński M. (2008), *Prezentacja badań nad konstrukcją wskaźników wyprzedzających aktywności ekonomicznej w Polsce*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 80, s. 273-297.
- Nilsson R. (1991), *OECD Leading Indicators and the Phase Average Trend Method*, OECD, Munich.
- OECD (1987), *Leading Indicators and Business Cycles in Member Countries. Sources and Methods 1960-1985*, Paris.
- OECD (2006), *Composite Leading Indicators for Major OECD Non-Member Economies and Recently New OECD Member Countries*, Paris.

Persons W.M. (1919), *Indices of Business Conditions*, „The Review of Economic Statistics”, Vol. 1, No. 1, s. 5-107.

Skrzypczyński P. (2010), *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, Materiały i Studia, nr 252, NBP, Warszawa

Ulrichs M. (2013), *Analiza wyprzedzających i jednoczesnych wskaźników gospodarczych*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 91, s. 169-204.

TURNING POINTS – IDENTIFICATION AND FORECASTING ON THE EXAMPLE OF DEMOGRAPHIC INDICATORS

Summary: The article sets out to define cyclical fluctuations by identifying turning points and forecasting them in demographic indicators that characterise the birth process in Poland. Data for 18 indicators for two time periods were used: (1) the years 1951-2006, and (2) the years 1951-2010. Turning points as morphological features of cyclical fluctuations were identified by using a modified Harvard Method. This allows a series to be decomposed and fluctuations to be interpreted as trend deviations (a deviation cycle). In order to forecast the occurrence of turning points, the concepts of lagging and leading indicators were used. A set of leading indicators for the reference indicator (the number of births) with a long and a short leading period was determined. The dates of future occurrence of turning points in the number of births in Poland were forecast.

Keywords: turning point, cyclical fluctuations, leading indicator, birth process.