

## Prezentacja badań nad konstrukcją wskaźników wyprzedzających aktywności ekonomicznej w Polsce

### 1. Wprowadzenie

Bieżący i przyszły poziom aktywności ekonomicznej na obszarze danego kraju lub grupy krajów stanowi istotny element procesu decyzyjnego makroekonomistów działających w ramach instytucji naukowych, szefów banków centralnych, ministrów finansów i gospodarki, głównych ekonomistów banków komercyjnych oraz dyrektorów finansowych firm, a także każdego obywatela uczestniczącego codziennie w procesach rynkowych. Powodem tego stanu rzeczy jest bezpośredni wpływ aktywności ekonomicznej na większość kluczowych zjawisk dotyczących gospodarczej sfery życia takiej jak bezrobocie, inflacja, wzrost gospodarczy, procesy inwestycyjne, zachowanie rynków finansowych, etc. Jednocześnie rozwijające się błyskawicznie technologie informacyjne są motorem konstrukcji coraz bardziej wyrafinowanych systemów informatycznych pozwalających na zbieranie i manipulację dziesiątkami tysięcy zmiennych, z których każda w sposób cząstkowy opisuje bieżącą, przeszłą i przyszłą kondycję gospodarki. Ze względu na oczywiste ograniczenia percepcyjne pełen zestaw oferowanych zmiennych makroekonomicznych nie może być jednak rozważany przez decydentów oraz podmioty gry rynkowej podczas formułowania decyzji. Pewnego rodzaju kompromisem jest użycie syntetycznych złożonych wskaźników aktywności, które łączą w swoich ramach cząstkowe informacje pochodzące z poszczególnych działów gospodarki w jedną, łatwo interpretowalną miarę. Z zaprezentowanym podejściem wiąże się jednak szereg pytań, na które muszą udzielić odpowiedzi osoby podejmujące się zadania konstrukcji złożonych wskaźników aktywności ekonomicznej, m.in.:

- W jaki sposób powinny zostać wybrane zmienne stanowiące podstawę do ich konstrukcji?
- Jaka metoda powinna zostać użyta do agregacji poszczególnych komponentów do postaci syntetycznego wskaźnika?
- W jaki sposób ocenić zbieżność skonstruowanej miary z rzeczywistym poziomem aktywności ekonomicznej w danym kraju/grupie państw?

Osobnym zagadnieniem jest określenie metodologii postępowania prowadzącej do formułowania prognoz przyszłego stanu aktywności ekonomicznej, choć pytania stojące przed ekspertem odpowiedzialnym za budowę prognoz są w zasadzie identyczne jak pytania postawione powyżej. Z jednej strony z punktu widzenia osób podejmujących decyzje siłą rzeczy dotyczące przyszłości prognozy stanu gospodarki stanowią bardziej cenne źródło informacji niż opis bieżącej sytuacji. Z drugiej strony publikowane prognozy zawsze obciążone są pewnym prawdopodobieństwem wystąpienia błędu, który w niesprzyjających okolicznościach potrafi w diametralny sposób zmienić sens nawet najbardziej przemyślanej decyzji.

Niezależnie od przedmiotu zainteresowań badacza (bieżący lub przyszły stan aktywności ekonomicznej) można wyróżnić kilka czynników, które powodują, że odpowiedź na postawione pytania nie jest trywialna.

Po pierwsze kluczowe pojęcie aktywności ekonomicznej ma w sobie silny pierwiastek abstrakcji w związku z czym w literaturze funkcjonuje co najmniej kilka jego definicji. Najczęściej aktywność ekonomiczna pojawia się w kontekście opisu sytuacji na rynku pracy, gdzie oznacza ona aktywność zawodową określonej grupy osób w danym okresie czasu na danym obszarze /definicja aktywności ekonomicznej zalecana przez Europejską Komisję Gospodarczą ONZ i Urząd Statystyczny Wspólnot Europejskich (EUROSTAT)/. Definicja tego terminu przyjęta na potrzeby niniejszego artykułu jest nieco inna. Pod mianem aktywności ekonomicznej autor rozumie ogół prac podjętych przez czynną zawodowo ludność zamieszkująca dany obszar w ramach jej działalności zarobkowej w zdefiniowanym okresie czasu.

Po drugie istnieje kilka alternatywnych dróg definiowania kluczowych dla badania bieżącego i przyszłego poziomu aktywności ekonomicznej pojęć (złożonego) wskaźnika referencyjnego, równoległego, wyprzedzającego i opóźnionego. Generalnie (złożony) wskaźnik referencyjny aktywności ekonomicznej (*/composite/ reference index of economic activity*) jest zmienną (w wypadku wskaźnika złożonego powstałą w wyniku agregacji komponentów) odzwierciedlającą bieżący stan aktywności ekonomicznej na danym obszarze (teren regionu, kraju, grupy krajów). (Złożony) wskaźnik równoległy aktywności ekonomicznej (*/composite/ coincident index of economic activity*) jest z kolei szeregiem czasowym, którego obserwacje zmieniają się w analogiczny sposób do wskaźnika referencyjnego. (Złożony) wyprzedzający wskaźnik aktywności ekonomicznej (*/composite/ leading index of economic activity*) jest zmienną odzwierciedlającą przyszły poziom aktywności ekonomicznej (określany na podstawie wskaźnika referencyjnego) z określonym, stabilnym wyprzedzeniem. Analogicznie (złożony) wskaźnik opóźniony (*/composite/ lagging series of economic activity*

podąża za wskaźnikiem referencyjnym z pewnym, stabilnym opóźnieniem. Konstruowany i analizowany jest on głównie w celu potwierdzenia chronologii wahań aktywności ekonomicznej zanotowanej w przeszłości. Pomimo pozornej spójności generalnej definicji zaprezentowanych grup wskaźników istnieją dwie główne szkoły wyboru zmiennej wyjściowej – wskaźnika referencyjnego. Pierwsza z nich mówi o potrzebie wyboru pojedynczego makroekonomicznego szeregu czasowego, który swoim zakresem objąłby jak najszerszy zakres domen działalności podmiotów gospodarujących w danym kraju. Drugie podejście zwraca uwagę na niedoskonałości systemu zbierania i kompilowania statystyk, co związane jest z występowaniem błędów pomiarowych fałszujących rzeczywisty obraz aktywności ekonomicznej. W związku z tym faktem bardziej adekwatne jest używanie jako wskaźnika referencyjnego zagregowanej wiązki szeregów czasowych, dla których wartość oczekiwana błędu pomiaru wynosiłaby zero. Wg przedstawicieli pierwszej szkoły optymalnym (teoretycznie) wskaźnikiem bieżącej aktywności danego kraju jest PKB. Jednak ze względu na problemy związane z jego kompilacją (kwartalna częstotliwość, opóźnienia w publikacji, częste rewizje) w tej roli (jako drugie najlepsze rozwiązanie) używany jest często szereg produkcji przemysłowej. To ostatnie rozwiązanie zastosował autor artykułu jako umożliwiające wykonanie porównania własności skonstruowanych wskaźników wyprzedzających aktywności ekonomicznej w Polsce z charakterystyką indyktorów zbudowanych przez inne instytucje oraz naukowców.

Konstrukcja syntetycznych szeregów czasowych odzwierciedlających poziom aktywności ekonomicznej utrudniona jest również ze względu na fakt jej nieliniowego oraz niemonotonicznego przebiegu względem czasu. Już w ramach badań nad prowadzeniem efektywnej polityki ekonomicznej w XVIII wieku rozwiniętych przez wielkich makroekonomistów I połowy XX wieku (m.in. Keynesa, Hayeka, Lucasa) stwierdzone zostało, że aktywność ekonomiczna w pewnych okresach czasu jest silniejsza, z kolei w innych ulega osłabieniu. Ponieważ okresy wzmożonej i osłabionej aktywności ekonomicznej ułożone są w stosunku do siebie w określonej, niezmiennej sekwencji, do języka makroekonomistów weszło pojęcie cyklu aktywności ekonomicznej. I tak w sprzyjającym otoczeniu gospodarczym aktywność ekonomiczna wzrasta – początkowo powoli, następnie coraz szybciej. W pewnym momencie tempo wzrostu aktywności ekonomicznej nie może już zostać utrzymane i zaczyna stopniowo wygasać aż osiąga ono punkt krytyczny – punkt zmiany tendencji. W punkcie tym następuje przejście do trendu spadkowego, przy czym doświadczenia historyczne uczą, że w przeciwieństwie do okresu wzrostu spadek aktywności może zostać zainicjowany nagłym, niespodziewanym krachem (Wielka Depresja), po którym następuje okres dalszego

zmniejszania globalnej ilości pracy wykonywanej przez podmioty gospodarki aż do napotkania punktu zmiany tendencji drugiego rodzaju – punktu przejścia do trendu wzrostowego. Oprócz samego charakteru zjawiska dodatkową trudność sprawia fakt, że podstawowe szkoły makroekonomistów (wśród nich 3 podstawowe: keynesistów – neokeynesistów, klasyków – neoklasyków i monetarystów) akcentują rolę odmiennych determinantów wywołujących opisane wahania oraz opisują odmiennie procesy propagacji fluktuacji w czasie.

Mając na uwadze stopień istotności oraz poziom komplikacji towarzyszący określaniu bieżącej i przyszłej aktywności ekonomicznej wybrane państwa (jako jedno z pierwszych USA) oraz instytucje międzynarodowe (OECD) zorganizowały w ramach swoich instytucji/struktur statystycznych odpowiednie komórki zajmujące się zbieraniem stosownych danych makroekonomicznych i kompilacją na ich podstawie zestawu wskaźników aktywności ekonomicznej. Jednak oprócz samej jednostki zajmującej się budową wskaźników do ich powstania niezbędne jest występowanie odpowiednio dojrzałego otoczenia statystycznego. Mowa tu o stosownie zorganizowanym systemie statystycznym danego Państwa, który dostarczałby w sposób ciągły aktualne, wysokiej jakości dane makroekonomiczne. Ze względu na techniczny charakter analizy prowadzącej do budowy wskaźników aktywności ekonomicznej poszczególne dane, ułożone w szeregi czasowe, powinny posiadać odpowiednią długość. Ważne jest również, aby posiadane szeregi charakteryzowały się stabilnością, co oznacza minimalizację ilości zmian (rewizji) wprowadzanych do szeregu czasowego po jego uprzednim opublikowaniu. Zdaniem autora artykułu polski system statystyczny osiągnął opisywaną dojrzałość stosunkowo niedawno. W dziedzinie konstrukcji wskaźników aktywności ekonomicznej świadczą o tym chociażby daty publikacji odpowiednich syntetycznych miar dla Polski przez przedstawiciela IFO<sup>1</sup> [2005] oraz OECD<sup>2</sup> [2006]. Nie oznacza to, że wcześniej tego typu prace nie zostały podjęte. Wystarczy wymienić tu cykl opracowań przygotowanych przez Kudrycką<sup>3</sup> oraz Matkowskiego<sup>4</sup> na podstawie danych zbieranych we własnym zakresie, doszacowanych na bazie innych danych cząstkowych. Stan obecny ma jednak tę zaletę, iż możliwa jest weryfikacja wyników badań opartych o publicznie dostępne i zweryfikowane dane makroekonomiczne.

---

<sup>1</sup> Bandholz H. [marzec 2005].

<sup>2</sup> OECD [marzec 2006].

<sup>3</sup> m.in. Kudrycka I. i Nilsson R [1993].

<sup>4</sup> m.in. cykl „Prace i Materiały IRG SGH”, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.

## 2. Cel badań i postawione hipotezy badawcze

Wykorzystując nowe możliwości związane ze znaczną poprawą jakości i dostępności krajowych makroekonomicznych szeregów czasowych, a ponadto uwzględniając daleko idący postęp jaki dokonał się w zakresie statystycznych i ekonometrycznych metod konstrukcji wskaźników aktywności ekonomicznej, autor badań postawił sobie za cel konstrukcję zestawu wskaźników wyprzedzających aktywności ekonomicznej w Polsce, zbudowanych w oparciu o szeroki zestaw makroekonomicznych szeregów czasowych przy wykorzystaniu nowoczesnych metod statystycznych i ekonometrycznych oraz przeprowadzenie dyskusji na temat ich własności dopasowania w próbie i charakterystyki progностycznej, a także wykonanie analizy cyklicznych własności szeregów czasowych pochodzących z różnych domen gospodarki, traktowanych jako potencjalne komponenty tych wskaźników.

Dążąc do realizacji postawionych przed sobą zadań autor artykułu postawił trzy podstawowe hipotezy badawcze. Hipotezy te mają następującą postać:

- Aktywność ekonomiczna w Polsce podlega cyklicznym wahaniom charakterystycznym dla gospodarek o charakterze rynkowym,
- Konstrukcja zestawu wskaźników wyprzedzających polskiej aktywności ekonomicznej, charakteryzujących się ponadprzeciętnymi własnościami dopasowania w próbie oraz charakterystyką progностyczną, wymaga zastosowania metod umożliwiających włączenie do tego procesu szerokiego zestawu zmiennych, uwzględniających jednocześnie cykliczne własności analizowanych danych,
- Miary zależności pomiędzy poszczególnymi makroekonomicznymi szeregami czasowymi, wyznaczone podczas konstrukcji zestawu wskaźników wyprzedzających, stanowią istotne źródło informacji na temat cyklicznych własności wahań aktywności ekonomicznej w Polsce umożliwiające dogłębną analizę tego zjawiska.

## 3. Analiza historycznych i współczesnych teorii wahań aktywności ekonomicznej oraz procedur konstrukcji wskaźników wyprzedzających

Realizacja celów badań oraz weryfikacja postawionych hipotez naukowych rozpoczęta została od dokonania przeglądu teorii cyklicznych wahań aktywności ekonomicznej w otoczeniu gospodarek rynkowych, z których to teorii

narodził się dział ekonomii zajmujący się konstrukcją wskaźników aktywności ekonomicznej oraz zapoznania się z technicznym warsztatem konstrukcji wskaźników wypracowanym przez instytucje zagraniczne oraz krajowe. Pierwsza z czynności obejmowała prześledzenie osiągnięć wielkich makroekonomistów XX wieku kształtujących bądź skupiających się wokół trzech głównych nurtów makroekonomii: keynesizmu, podejścia klasycznego i neoklasycznego oraz monetaryzmu. Następnie przeanalizowane zostały bieżące, zmodyfikowane, rozwinięte i sformalizowane modele (cyklicznego) kształtowania się aktywności ekonomicznej oparte o teorie neoklasyczne – modele realnego cyklu koniunkturalnego oraz Keynesowskie – konstrukcje neokeynesowskie. Analiza ta dostarczyła autorowi nie tylko cennych informacji na temat potencjalnych źródeł powstawania zaburzeń aktywności ekonomicznej oraz mechanizmów ich transmisji, ale również dała podstawę do opracowania konkretnych postaci równań składających się na modele typu VAR/SVAR, które posłużyły do sformułowania *benchmarkowych* prognoz aktywności ekonomicznej dla skonstruowanego zestawu wskaźników.

Działania zmierzające do zapoznania się z technicznym warsztatem konstrukcji wskaźników aktywności ekonomicznej skupiały się wokół analizy materiałów publikowanych przez amerykańskie NBER (*National Bureau of Economic Research*) oraz jej następczynię: BEA (*Bureau of Economic Analysis*) i *The Conference Board*, a także opracowań przygotowywanych przez ekspertów OECD. Autor artykułu prześledził również prace niezależnych naukowców zmierzających do stworzenia metod konstrukcji wskaźników wolnych od słabych stron procedur wykorzystywanych przez duet *The Conference Board* OECD. Mowa tu o metodzie nieobserwowalnego indeksu zaproponowanej przez Stocka i Watsona<sup>5</sup> oraz procedurze uogólnionych dynamicznych czynników opracowanej przez Forniego, Hallin, Lippiego i Reichlin służącej do konstrukcji równoległego wskaźnika koniunktury w strefie Euro EUROCOIN<sup>6</sup>. Dodatkowo poddany analizie został zestaw prac dotyczących konstrukcji wskaźników aktywności ekonomicznej w Polsce. Oprócz wspomnianej serii prac Matkowskiego i Kudryckiej a także opracowań Bandholza

<sup>5</sup> m.in. Stock J. H., Watson M. W. [1989] oraz Stock J. H., Watson M. W. [1991].

<sup>6</sup> Nazwa EUROCOIN jest znakiem towarowym wskaźnika aktywności ekonomicznej opublikowanego przez CEPR zbudowanego na bazie metodologii opracowanej przez Forniego, Hallin, Lippiego i Reichlin. Sposób kompilacji tego wskaźnika publikowany jest w zarysie na stronie internetowej CEPR <http://www.cepr.org/data/eurocoin/>, sama nazwa wskaźnika, w przeciwieństwie do wskaźników NBER/BEA/The Conference Board oraz OECD, została jednak przez jego twórców zastrzeżona.

i OECD przedmiotem badań były prace Stolorza<sup>7</sup>, Łuczyńskiego<sup>8</sup>, Dudka i Walczyka<sup>9</sup> oraz Dorosiewicza<sup>10</sup>.

#### 4. Podstawowe metody konstrukcji wskaźników aktywności ekonomicznej użyte na potrzeby badań – metoda nieobserwowalnego indeksu Stocka i Watsona oraz metoda uogólnionych dynamicznych czynników

Zarówno procedura budowy wskaźnika aktywności zaproponowana przez Stocka i Watsona jak i metoda uogólnionych dynamicznych czynników opracowana przez grupę europejskich naukowców (Forni, Hallin, Lippi, Reichlin) posiadają swoje źródło w znanej od początku XX wieku analizie czynnikowej<sup>11</sup>. Zgodnie z tym podejściem każda z zestawu  $n$  posiadanych zmiennych  $X_i$  (w przypadku konstrukcji wskaźnika aktywności ekonomicznej grupy szeregów czasowych) może być traktowana jako liniowa kombinacja  $m$  nieskorelowanych pomiędzy sobą czynników wspólnych  $F_j$  (determinujących przebieg wszystkich posiadanych zmiennych) oraz  $n$  czynników idiosynkratycznych  $e_i$  (każdy z nich odpowiada określonej zmiennej):

$$\begin{aligned}\bar{X}_1 &= b_{11}F_1 + b_{12}F_2 + \dots + b_{1m}F_m + e_1 \\ \bar{X}_2 &= b_{21}F_1 + b_{22}F_2 + \dots + b_{2m}F_m + e_2 \\ &\dots \\ \bar{X}_n &= b_{n1}F_1 + b_{n1}F_2 + \dots + b_{nm}F_m + e_n\end{aligned}\tag{1}$$

gdzie  $b_{ij}$  określa wkład czynnika  $j$  w kształtowanie się zmiennej o indeksie  $i$ . Spośród wielu metod estymacji powyższego układu, m.in. metody największej wiarygodności czynników (*maximum likelihood factors*), metody centroidy (*centroid method*), metody pierwotnej osi (*principal axis method*) najczęściej wybierana jest dwuetapowa procedura polegająca na znalezieniu  $m$  tzw. głównych komponentów inną metodą opracowaną na początku XX wieku<sup>12</sup> – za pomocą analizy głównych komponentów i wyestymowaniu z ich użyciem wartości czynników idiosynkratycznych  $e_i$  oraz ładunków  $b_{ij}$ . Analiza głów-

<sup>7</sup> Stolorz S. [2004].

<sup>8</sup> Łuczyński W., Matkowski Z. [1999].

<sup>9</sup> Dudek S., Walczyk K. [2004].

<sup>10</sup> Dorosiewicz S. i Dorosiewicz T. [2004].

<sup>11</sup> Spearman Ch. [1904].

<sup>12</sup> Pearson K., [1901].

nych komponentów obejmuje swoim zakresem obliczenie macierzy wariancji kowariancji dla okresu  $t$  wszystkich posiadanych zmiennych, skonstruowanie wielomianu charakterystycznego tejże macierzy a następnie obliczenie  $m$  największych wartości własnych, które ustawione w porządku malejącym tworzą  $m$  głównych komponentów, traktowanych jako  $m$  wspólnych czynników, wykorzystywanych w kolejnych etapach do określenia wielkości ładunków  $b_{ij}$  oraz czynników idiosynkratycznych.

Zaproponowany przez Stocka i Watsona model nieobserwowalnego indeksu (*unobserved index model*) pozwala zapisać każdy z posiadanej grupy szeregów czasowych przeznaczonych do analizy (formalnie używane są pierwsze przyrosty logarytmów obserwacji szeregów) jako pochodną nieobserwowalnego, wspólnego indeksu  $I_H$  oraz, również nieobserwowalnego, komponentu swojego  $u_t$ .

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= \alpha + \beta(L)\Delta I_{H,t} + u_t \\ \gamma(L)u_t &= \varepsilon_t \\ \phi(L)\Delta I_{H,t} &= \delta + \eta_t\end{aligned}\tag{2}$$

gdzie jako  $\Delta X_t$  oznaczono wektor  $n \times 1$  pierwszych przyrostów logarytmów komponentów wskaźnika równoległego, jako  $I_{H,t}$  wspólny ukryty indeks obrazujący bieżący stan gospodarki, a przez  $u_t$  wektor  $n \times 1$  nieobserwowalnych komponentów idiosynkratycznych. Ponadto jako  $L$  oznaczono operator opóźnienia natomiast  $\phi(L)$ ,  $\beta(L)$ ,  $\gamma(L)$  są odpowiednio: pojedynczym wielomianem opóźnień, wektorem wielomianów opóźnień oraz macierzą wielomianów opóźnień.

Zgodnie z założeniami przyjętymi przez Stocka i Watsona poszczególne szeregi czasowe oraz wspólny nieobserwowalny indeks nie muszą być stacjonarne. Mogą być one zintegrowane w stopniu pierwszym (zastosowanie pierwszych różnic sprowadza je do stacjonarności), lecz nie powinno być pomiędzy nimi zależności kointegrującej. Aby zapewnić, że wspólne własności badanych szeregów są wyłącznie pochodną nieobserwowalnego indeksu  $I_{H,t}$  (co jest równoważne ze stwierdzeniem, że nie występuje korelacja pomiędzy  $I_{H,t}$  oraz  $n$  komponentami idiosynkratycznymi) autorzy modelu wprowadzili również ograniczenie dotyczące postaci macierzy wielomianów opóźnień ( $\gamma(L)$ ) zakładające jej diagonalność oraz warunek mówiący o braku korelacji pomiędzy  $n + 1$  zaburzeniami  $(\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \dots, \varepsilon_{n,t}, \eta_t)$ .

Model (2) rozwiązywany jest przy użyciu metody największej wiarygodności z wykorzystaniem filtru Kalmana. W ten sposób otrzymywane są liniowe estymatory komponentów  $\Delta I_{H,t}$  i  $u_{t|t}$  minimalizujące średni błąd kwadratowy empirycznych wartości mierzonych zmiennych (*MMSE estimators*). Zastosowanie fil-



tru Kalmana wymaga zapisania systemu równań w postaci przestrzeni stanów. Reprezentacja ta może zostać przedstawiona jako:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \alpha + Z\Gamma_t + \xi_t && \text{równanie pomiaru - (measurement equation)} \\ \Gamma_t &= \chi + T\Gamma_{t-1} + R\zeta_t && \text{równanie przejścia - (transition equation)} \end{aligned} \quad (3)$$

gdzie  $Z$  jest macierzą parametrów o rozmiarach  $n \times m$ ,  $\xi_t$  wektorem zaburzeń o wartości oczekiwanej 0 oraz macierzy wariancji kowariancji  $A_t$  ( $n \times 1$ ), natomiast  $\Gamma_t$  jest wektorem nieobserwowalnych zmiennych i ich opóźnień ( $m \times 1$ ),  $T$  i  $R$  macierzami parametrów (odpowiednio  $m \times m$  i  $m \times o$ ), a  $\zeta_t$  jest wektorem czynników losowych o wartości oczekiwanej 0 i macierzy wariancji/kowariancji ( $o \times 1$ )  $Q_t$ .

Model uogólnionych dynamicznych czynników (UDC) zakłada, że każdy z makroekonomicznych szeregów przeznaczonych do analizy ( $X_t$ ) doprowadzony do stacjonarności i znormalizowany ( $x_t$ ) może zostać zapisany jako suma dwóch nieobserwowalnych, ortogonalnych komponentów – czynnika wspólnego ( $\chi_t$ ) i idiosynkratycznego ( $\xi_t$ ):

$$x_t = \chi_t + \xi_t \quad (4)$$

Wspólny czynnik jest jednak bardzo specyficznym komponentem – jego siłą napędową nie jest jeden proces, lecz cały zestaw tzw. wspólnych szoków (*common shocks*) – ( $u_1, \dots, u_m$ ):

$$\chi_t = f_t(u_1, \dots, u_m) = \sum_{h=1}^m b_{i,h}(L)u_{h,t} \quad (5)$$

gdzie jako  $f_t(\cdot)$  oznaczono liniową funkcję odpowiedzi na szoki (*response function*) możliwą do zapisania za pomocą wielomianu  $s$ -tego stopnia wykorzystującego operator opóźnień  $L$ :  $b_{i,h,0} + b_{i,h,1}L + \dots + b_{i,h,s}L^s$ .

Estymacja zestawu wspólnych komponentów niezbędego do obliczenia wskaźnika aktywności ekonomicznej odbywa się w kilku etapach:

- 1) Na wstępie na podstawie posiadanych szeregów czasowych obliczany jest zestaw  $2M + 1$  empirycznych macierzy wariancji kowariancji ( $M$  jest ilością uwzględnianych opóźnień/wyprzedzeń);
- 2) Następnie dla zestawu macierzy określonych w poprzednim punkcie obliczana jest  $2M + 1$  punktowa dyskretna transformata Fourierska bazująca na  $2M + 1$  elementowym spektralnym oknie Bartletta, co pozwala na wyznaczenie zestawu macierzy estymatorów gęstości spektralnej  $\sum_n^T(\theta_h), h = 0, \dots, 2M$ ;

- 3) W dalszym kroku dla każdej macierzy  $\sum_n^T(\theta_h), h=0, \dots, 2M$  konstruowane są m pierwsze dynamiczne wektory własne  $p_{n,j}^T(\theta_h), j=1, \dots, m$  (odpowiadające kolejnym, największym dynamicznym wartościom własnym poszczególnych macierzy);
- 4) W kolejnym etapie na postawie zestawu dynamicznych wektorów własnych, dla każdej z  $2M + 1$  częstotliwości konstruowane są struktury dane formułą:

$$K_{n,i}^T(\theta_h) = \tilde{p}_{n,1}^T(\theta_h) p_{n,1}^T(\theta_h) + \tilde{p}_{n,2}^T(\theta_h) p_{n,2}^T(\theta_h) + \dots + \tilde{p}_{n,j}^T(\theta_h) p_{n,j}^T(\theta_h)$$

służące do określenia przy pomocy odwrotnej dyskretnej transformaty Fourierowskiej estymatora filtru

$$\underline{K}_{n,i}^T(L) = \sum_{k=-M}^M \underline{K}_{n,i,k}^T L^k, \text{ gdzie } \underline{K}_{n,i,k}^T = \frac{1}{2M+1} \sum_{h=0}^{2M} K_{n,i}^T(\theta_h) e^{ik\theta_h}$$

pozwalającego na wyliczenie dla każdego szeregu czasowego jego wspólnego komponentu;

Równoległe możliwe jest przeprowadzenie obliczeń zmierzających do określenia macierzy wariancji/kowariancji odpowiadających komponentom wspólnym oraz idiosynkratycznym grupy analizowanych szeregów. Na obliczenia te składa się:

- 1) Wyznaczenie w  $2M + 1$  punktach domeny spektralnej funkcji wartości własnych odpowiadających  $j = 1, \dots, m$  dynamicznym czynnikiem zgodnie z wyrażeniem

$$\lambda_{n,j}^T(\theta_h) = p_{n,j}^T(\theta_h) \sum_n^T(\theta_h) \tilde{p}_{n,j}^T(\theta_h)$$

- 2) Skonstruowanie również w  $2M+1$  punktach macierzy gęstości spektralnej komponentu wspólnego:

$$\sum_n^{x,T}(\theta_h) = \lambda_{n,1}^T(\theta_h) \tilde{p}_{n,1}^T(\theta_h) p_{n,1}^T(\theta_h) + \lambda_{n,2}^T(\theta_h) \tilde{p}_{n,2}^T(\theta_h) p_{n,2}^T(\theta_h) + \dots + \lambda_{n,j}^T(\theta_h) \tilde{p}_{n,j}^T(\theta_h) p_{n,j}^T(\theta_h)$$

oraz komponentu idiosynkratycznego:

$$\sum_n^{\xi,T}(\theta_h) = \lambda_{n,j+1}^T(\theta_h) \tilde{p}_{n,j+1}^T(\theta_h) p_{n,j+1}^T(\theta_h) + \lambda_{n,j+2}^T(\theta_h) \tilde{p}_{n,j+2}^T(\theta_h) p_{n,j+2}^T(\theta_h) + \dots + \lambda_{n,j+z}^T(\theta_h) \tilde{p}_{n,j+z}^T(\theta_h) p_{n,j+z}^T(\theta_h)$$

- 3) Użycie po raz kolejny dyskretnej odwrotnej transformaty Fourierowskiej, co prowadzi do wyznaczenia wartości elementów macierzy wariancji/kowariancji w domenie czasowej odpowiadającej czynnikiem wspólnym:

$$\Gamma_{n,k}^{x,T} = \frac{1}{2M+1} \sum_{h=0}^{2M} [\sum_n^{x,T}(\theta_h)] e^{ik\theta_h} \quad (6)$$

i idiosynkratycznym

$$\Gamma_{n,k}^{\xi,T} = \frac{1}{2M+1} \sum_{h=0}^{2M} \left[ \sum_n^{\xi,T}(\theta_h) \right] e^{ik\theta_h} \quad (7)$$

Wyliczone za pomocą filtru  $\underline{K}_{n,i}^T(L)$  komponenty wspólne poszczególnych szeregów czasowych oraz odpowiadająca im macierz wariancji kowariancji używane są do ich klasyfikacji do grupy składników wskaźnika wyprzedzającego. Podstawą zaliczenia danej serii do wspomnianej grupy jest spełnienie przez jej wspólny komponent jednocześnie trzech kryteriów dotyczących:

- 1) Wartości współczynnika korelacji z komponentem wspólnym szeregu referencyjnego  $\geq 0,4$  dla jednego z wyprzedzeń;
- 2) Wartości współczynnika stopnia wspólności (*degree of commonality*) szeregu  $x_i$ , obliczonego zgodnie z formułą

$$dc_i = \frac{\text{var}(x_i)}{\text{var}(x_i)} \quad (8)$$

większe lub równe 0,4;

- 3) Wartości opóźnienia w czasie (*time-lag*) wyliczanego w punkcie na podstawie wzoru:

$$tl_{x_i, x_{ref}} = \frac{PhSh_i \left[ \sum_n^{\xi,T}(\theta_1) \right]}{\theta_1} \quad (9)$$

większe lub równe 1 (jako oznaczono funkcję pozwalającą na określenie przesunięcia w fazie komponentu wspólnego odpowiadającego szeregowi o numerze  $i$  na podstawie wartości elementów macierzy gęstości spektralnej  $\sum_n^{\xi,T}(\theta_1)$  określających relację pomiędzy tym komponentem a komponentem wskaźnika referencyjnego);

Agregacja wspólnych komponentów wybranych szeregów do postaci jednego syntetycznego wskaźnika wyprzedzającego prowadzona jest w oparciu o wartości trzech charakterystyk branych pod uwagę w procesie klasyfikacji. Każdemu komponentowi nadawane są wagi zgodnie z formułą:

$$\beta_i = 0,4 \max_{k=1...4} [\rho_{x_i, x_{ref}}(k)] + 0,4dc_i + 0,2m d_{x_i, x_{ref}} \quad (10)$$

Następnie na bazie obliczonych w ten sposób wag obliczana jest kombinacja liniowa poszczególnych komponentów wskaźnika wyprzedzającego.

## 5. Realizacja badań nad konstrukcją zestawu wskaźników wyprzedzających

Prezentowane badania wykonane zostały w oparciu o zestaw 259 kwartalnych szeregów czasowych zebranych dla lat 1995 – 2005 (z 3 kwartałem tego roku włącznie) obejmujący swoim zakresem wszystkie istotne domeny aktywności ekonomicznej. Większość z tych szeregów opisywała stan polskiej gospodarki (62%), pozostałe odzwierciedlały parametry makroekonomiczne krajowe posiadających proporcjonalnie największą wymianę handlową z Polską w ciągu ostatnich 11 lat. Krajowe szeregi czasowe podzielone zostały na te pochodzące z badań ankietowych (15% udziału w globalnej ilości) oraz pozostałe szeregi (47%). Wśród tych pierwszych znalazły się szeregi dotyczące przemysłu (6%), budownictwa (5,5%) i handlu (3,5%). Grupa pozostałych szeregów zawierała dane na temat rachunków narodowych (8,5%), produkcji (4%), wymiany zagranicznej (6,5%), rynku pracy (5,5%), cen (4,5%), rynków finansowych – w tym statystyki monetarnej i kursów walutowych (odpowiednio 11,5%, 9% i 1,5%) oraz finansów państwa (5%). Dane zaczerpnięte zostały głównie z czterech źródeł: GUS, MFW (baza IFS) NBP oraz OECD (bazy MEI i EO). Przed włączeniem danych do modeli ekonometrycznych oraz procedur konstrukcji wskaźników wyprzedzających wybrane serie poddane zostały dodatkowym transformacjom: usunięciu efektów sezonowych (metodą TRAMO/SEATS), usunięciu trendu (filtrem Hodricka-Prescott), deflacji wskaźnikiem cen (szeregi nominalne) oraz standaryzacji. Pełen zakres czasowy posiadanych danych podzielony został na 2 podokresy – właściwą próbę (1995K1 – 2004K4) oraz podokres przeznaczony do testowania własności prognostycznych (2005K1 – 2005K3).

Właściwa konstrukcja zestawu wskaźników wyprzedzających aktywności ekonomicznej w Polsce poprzedzona została badaniem własności punktów zmiany tendencji (wyznaczonych na podstawie procedury Bry-Boschan) szeregu referencyjnego (produkcji przemysłowej) oraz innych wybranych szeregów krajowych opisujących: rynek pracy, akumulację kapitału i inwestycje, stopy procentowe, agregaty monetarne, ceny, popyt i konsumpcję, rynki finansowe oraz finanse państwa. Ocenione zostały również wyselekcjonowane zagraniczne szeregi czasowe. Opisany pierwszy etap badań posłużył do sformułowania stylizowanych faktów, stanowiących punkt odniesienia do dalszych działań autora artykułu.

Kolejny krok obejmował zdefiniowanie oraz estymację grupy modeli ekonometrycznych, które tradycyjnie uważane są za „konkurencję” wskaźników wyprzedzających w dziedzinie prognozowania przyszłego stanu aktywności

ekonomicznej. Podstawowy model jednej zmiennej, traktowany również jako metoda naiwna, zbudowany został dla szeregu referencyjnego zgodnie z metodologią ARIMA (parametry dobrane zostały na podstawie wykresów funkcji autokorelacji i częściowej autokorelacji szeregu bazowego oraz wartości odpowiednich statystyk (m.in. Breuscha – Godfrey'a) i kryteriów informacyjnych /AIC, BIC/.

Dalszy etap badań obejmował stworzenie grupy modeli VAR/SVAR pozwalających na analizę bieżącego stanu aktywności ekonomicznej oraz formułowanie prognoz w oparciu o przeanalizowane wcześniej kluczowe makroekonomiczne teorie fluktuacji. Do publikacji przeznaczone zostały 3 konstrukcje niosące ze sobą największą wartość informacyjną w zakresie wiedzy o relacjach łączących kluczowe dane makroekonomiczne opisujące polską gospodarkę oraz charakteryzujące się najlepszymi własnościami prognostycznymi. Pierwsza z nich jest modelem z dziedziny strukturalnego VAR ze zdefiniowaną macierzą długookresowych zależności określonych dla teorii neokeynesowskiej. Drugi obliczony został również na bazie zmiennych używanych w ramach przedstawionego wariantu teorii neokeynesowskiej jednak bez uwzględnienia restrykcji odzwierciedlających postać poszczególnych równań formalnego modelu przedstawionego w opracowaniu. Trzeci model skonstruowany został z kolei na podstawie podstawowego wariantu modelu realnego cyklu koniunkturalnego, analizowanego (równie za pomocą wektorowej autoregresji) w pracy Kinga i Watsona z 1996 roku<sup>13</sup>. Dla każdego z opisanych modeli oprócz obliczenia standardowych statystyk diagnostycznych (statystyka LM, statystyka Q) przeprowadzona została analiza funkcji odpowiedzi na impuls oraz dekompozycja wariancji błędu prognozy.

W równie wielotorowy sposób realizowana była procedura właściwej konstrukcji wskaźników wyprzedzających aktywności ekonomicznej w Polsce. W ramach wykorzystania pierwszej z kluczowych metod: algorytmu Stocka i Watsona w inicjalnym etapie prac przeprowadzona została selekcja zmiennych charakteryzujących się najsilniejszymi równoległymi oraz wyprzedzającymi własnościami w stosunku do szeregu referencyjnego. Porównanie charakterystyki serii odbywało się na podstawie wartości współczynnika korelacji obliczonego dla 4 opóźnień oraz takiej samej liczby wyprzedzeń względem wskaźnika referencyjnego, a także miar używanych do określania relacji z szeregiem referencyjnym w ramach procedury używanej przez The Conference Board – koherencji oraz średniego opóźnienia. Spośród całego zbioru zmiennych wyselekcjonowanego w oparciu o powyższą procedurę

<sup>13</sup> King R., Watson M. [1996].

wybijane były 3-5 elementowe podgrupy, dla których zapisywane i estymowane były alternatywne postaci modelu nieobserwowalnego indeksu<sup>14</sup> (łącznie skonstruowano ok. 40 takich podgrup). Ostatecznie na bazie własności dopasowania w próbie oraz charakterystyk prognostycznych określone zostały dwa najlepsze modele. Pierwszy z nich – SW1 – oparty został o 4 zmienne, do grupy których oprócz wskaźnika referencyjnego włączone zostały: agregat pieniądza M1, wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w przetwórstwie oraz wskaźnik przewidywanych cen wyrobów w tym sektorze. Drugi z najlepszych pod względem charakterystyki dopasowania i prognozy modeli uzyskanych na podstawie metody nieobserwowalnego indeksu Stocka i Watsona wykonany został przy wykorzystaniu jednej zmiennej (oprócz wskaźnika referencyjnego) uwzględnionej w poprzednim modelu (wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w przetwórstwie) oraz na bazie dwóch nowych szeregów – eksportu całkowitego FOB oraz wartości depozytów na żądanie. Dla obu przedstawionych konstrukcji przeprowadzono dogłębną analizę istotności ich poszczególnych równań składowych (statystyki błędu standardowego, statystyki F oraz Ljunga-Boxa obliczone dla reszt z równań).

Budowa wskaźników wyprzedzających w oparciu o metodę uogólnionych dynamicznych czynników (UDC) wykonana została na podstawie kompletnego zbioru 259 szeregów czasowych. Przeprowadzenie jej pierwszej i zasadniczej części – selekcji komponentów – okazało się być najbardziej wymagającą częścią badań prowadzonych na potrzeby niniejszego artykułu, głównie ze względu na złożoność obliczeniową używanego w tym celu algorytmu, operującego w domenie częstotliwości badanych szeregów czasowych. Dodatkowe utrudnienie stanowił fakt, że metoda uogólnionych dynamicznych czynników jako konstrukcja teoretyczna opisana została w wyczerpujący sposób zaledwie 5 lat temu i w zasadzie nie posiada ona jeszcze spójnych reguł empirycznego zastosowania w zakresie konstrukcji wskaźników wyprzedzających (empiryczne prace na ten temat publikowane są obecnie w formie *working papers*, autor zalicza również swoje badania jako skromny przyczynek w kierunku wypracowania praktycznej metodologii wykorzystania UDC do budowy wskaźników prognozujących stan koniunktury).

Punktem startowym do wykonania procedury wyboru komponentów zgodnie z metodologią UDC było przyjęcie założenia dotyczącego długości okna spektralnego wykorzystywanego w poszczególnych etapach jej realizacji, ilości częstotliwości używanych podczas analizy w domenie spektralnej oraz

---

<sup>14</sup> Poszczególne równania modelu zapisywane były zgodnie z reprezentacją przestrzeni stanów. Właściwa estymacja wykonywana była za pomocą filtru Kalmana.

kryterium doboru rzeczywistej ilości czynników rozważanych przy określaniu wspólnych komponentów poszczególnych szeregów. W pierwszym przypadku wykorzystana została zmodyfikowana reguła „kciuka” zaproponowana przez twórców metody UDC, mówiąca, że ilość opóźnień i wyprzedzeń branych pod uwagę podczas stosownych przekształceń powinna wynosić  $M = \text{zaokrąglone } (\sqrt{T}/4) + 1$ , /T- ilość obserwacji w próbie, co w przypadku zestawu szeregów zgromadzonych przez autora dało  $M = 3$ . W analogiczny sposób określono liczbę częstotliwości. Dobór rzeczywistej ilości czynników dynamicznych dokonany został rekursywnie (jako początkową wartość wybrano  $q_{\text{init}} = 10$ ) na podstawie udziału wariancji układu wyjaśnianej przez wspólne komponenty w całkowitej wariancji zestawu zmiennych wejściowych. Obliczenie powyższej proporcji przeprowadzone zostało na podstawie porównania elementów macierzy gęstości spektralnej przypisanych do macierzy wariancji/kowariancji rzeczywistych szeregów oraz elementów macierzy gęstości spektralnej odpowiadających obliczonym przy użyciu  $q_{\text{init}}$  czynników komponentom wspólnym. Ostatecznie wybrana została liczba dynamicznych  $q = 3$  czynników zapewniająca wyjaśnianie przez obliczone komponenty co najmniej 50% wariancji zmiennych wejściowych.

Po ustaleniu wartości zestawu parametrów przeprowadzona została procedura obliczenia zgodnie z algorytmem opisanym w sekcji 2 niniejszego referatu wspólnych komponentów odpowiadających wszystkim posiadanym szeregom czasowym. Następnie na podstawie wartości współczynnika korelacji z komponentem wspólnym szeregu referencyjnego oraz miar obliczonych zgodnie z formułami (8) i (9) wybierane były poszczególne komponenty. Ostatecznie zagregowane zostały one do postaci syntetycznego wskaźnika WWPELNY za pomocą wag wyliczonych przy użyciu wyrażenia (10). Oprócz podstawowej wersji wskaźnika wyprzedzającego UDC skonstruowane zostały 4 dodatkowe wskaźniki: krótkookresowy WW10, średniookresowy WW30, wskaźnik wyprzedzający oparty o zmienne nominalne WWNOMINAL oraz realne WWREAL. W przypadku wskaźników WW10 oraz WW30 wybór komponentów składowych dokonany został na bazie analizy korelacji krzyżowej wspólnych komponentów poszczególnych szeregów czasowych oraz komponentu wskaźnika referencyjnego wykonanej dla 3 ostatnich lat próby.

W ostatnim etapie badań, głównie w celach porównawczych, dokonano również konstrukcji wskaźnika wyprzedzającego za pomocą zmodyfikowanej metody NBER/The Conference Board/OECD. Część procesu budowy wskaźnika związana z selekcją zmiennych wykonana została, podobnie jak w przypadku wskaźnika UDC, na podstawie kompletnego zbioru 259 szere-

gów czasowych. Wybór komponentów wskaźnika wyprzedzającego obejmował obliczenie miar siły zależności łączących poszczególne zmienne z wybranym wskaźnikiem referencyjnym (szereg produkcji przemysłowej). Obliczone w ten sposób wartości korelacji krzyżowej dla 4 wyprzedzeń i opóźnień oraz spektrum krzyżowego (przy wykorzystaniu dyskretnej transformaty Fourierowskiej z oknem spektralnym typu Bartletta obejmującym 2 wyprzedzenia i opóźnienia), koherencji i średniego opóźnienia wykorzystane zostały nie tylko do wyboru komponentów wskaźnika wyprzedzającego, ale również do rozszerzenia analizy własności cyklicznych polskiej gospodarki. Właściwa procedura selekcji komponentów oparta została na porównaniu obliczonych wartości wymienionych wcześniej miar z ustalonymi przez autora wartościami progowymi. Aby dany szereg mógł być uznany za wyprzedzający, spełnione musiały być jednocześnie 3 warunki: 1) wartość współczynnika korelacji  $\geq 0,4$  dla jednego z wyprzedzeń, 2) wartość koherencji dla częstotliwości odpowiadającej przedziałowi 8-32 kwartałów  $\geq 0,4$ , 3) wartość średniego opóźnienia dla częstotliwości odpowiadającej przedziałowi 8-32 kwartałów  $\geq 1$ . W drugim etapie konstrukcji wskaźnika wybrane szeregi agregowane były do postaci syntetycznej miary. Wyznaczanie jej wartości dokonywane było poprzez zapisanie kombinacji liniowej komponentów przy użyciu wag wyznaczonych zgodnie z formułą (dla komponentu o numerze  $i$ )

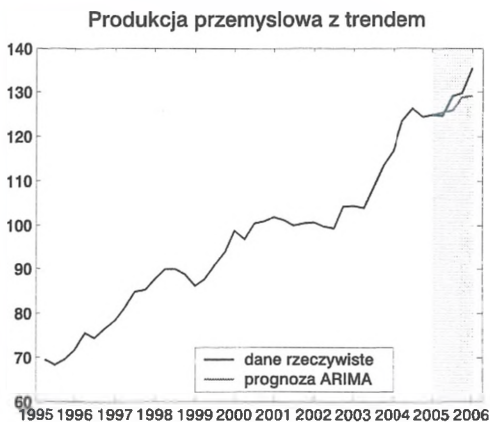
$$\beta_i = 0,4 \max_{k=1..4} [\rho_{i,ref}(k)] + 0,4 c_{s_{i,ref}}(\omega_{8-32}) + 0,2 m d_{i,ref}(\omega_{8-32}) \quad (11)$$

oraz odpowiednio wystandaryzowanych. Obliczony w ten sposób surowy wskaźnik wyprzedzający poddawany był dodatkowej standaryzacji (poprzez podzielenie przez odchylenie standardowe).

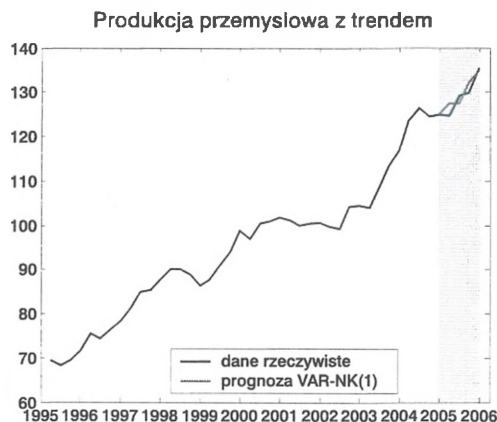
Wszystkie skonstruowane wskaźniki wyprzedzające poddane zostały kontroli własności wyjaśniających w próbie (na podstawie RMSE, MAE, współczynnika Theila oraz testu przyczynowości wg Grangera) i porównaniu zachowania w punktach zmiany tendencji wyznaczonych przy wykorzystaniu procedury Bry-Boschan oraz badaniu charakterystyki prognostycznej (wyłącznie przy użyciu RMSE, MAE oraz współczynnika Theila). Dla wszystkich wskaźników oprócz podstawowej wersji opracowane zostały również wersje indyktorów z odtworzonym trendem.



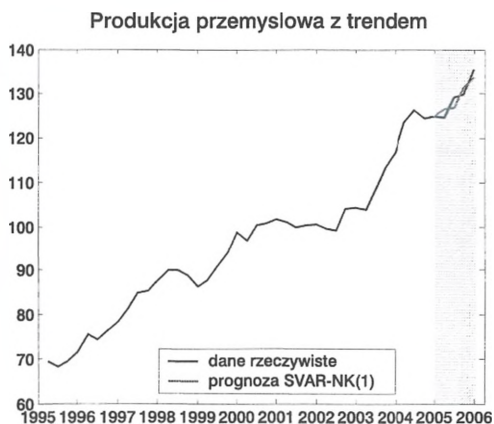
Wykres 1. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 wraz z prognozą ARIMA – na szaro oznaczono okres out-of-sample



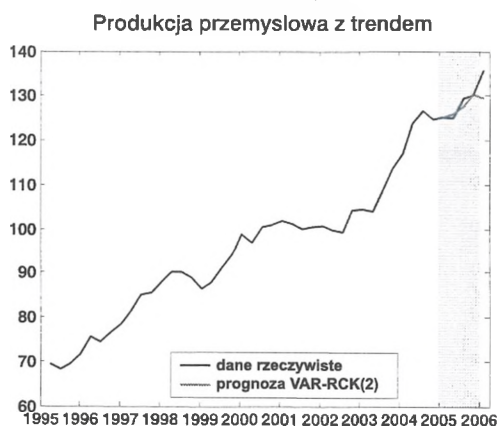
Wykres 3. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 wraz z prognozą VAR – NK(1) – na szaro oznaczono okres out-of-sample



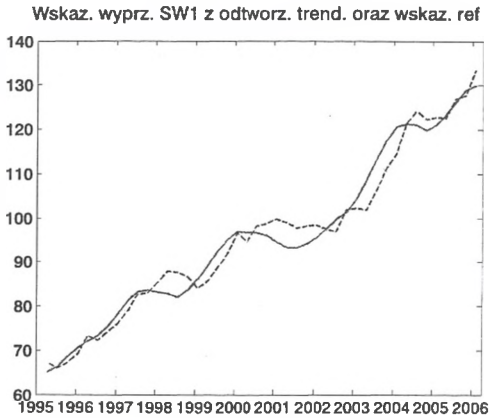
Wykres 2. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 wraz z prognozą SVAR – NK(1) – na szaro oznaczono okres out-of-sample



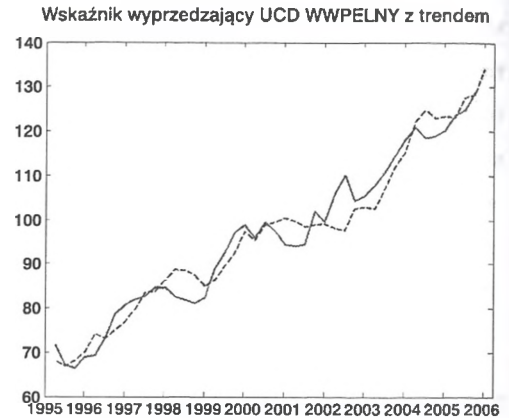
Wykres 4. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 wraz z prognozą VAR – RCK(2) – na szaro oznaczono okres out-of-sample



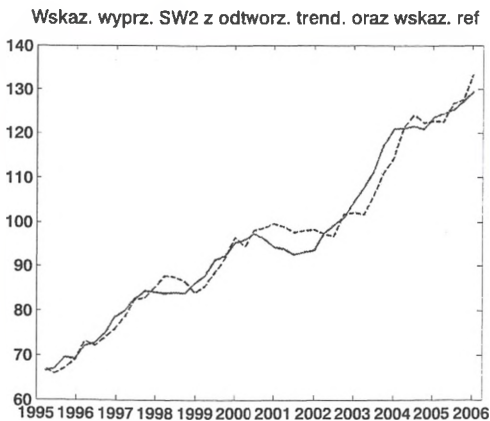
Wykres 5. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 oraz wskaźnik wyprzedzający SW1 z odtworzonym trendem – na szaro oznaczono okres out-of-sample



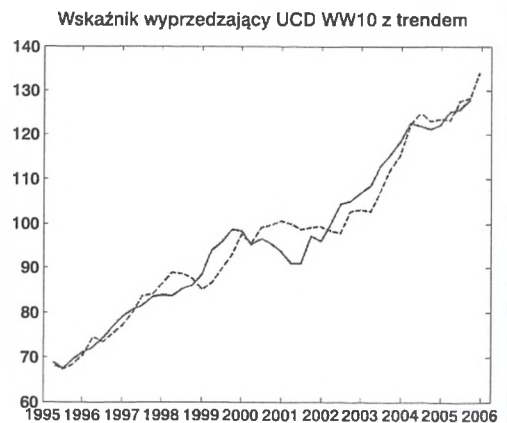
Wykres 7. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 oraz wskaźnik wyprzedzający WWPELNY z odtworzonym trendem – na szaro oznaczono okres out-of-sample



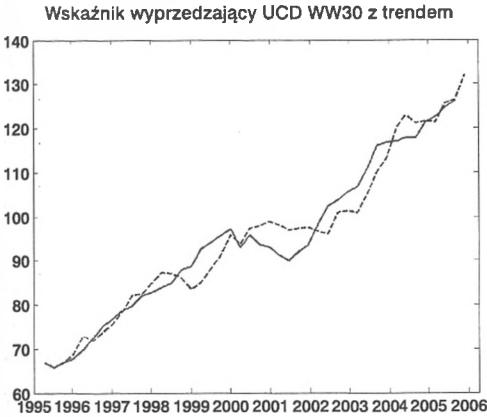
Wykres 6. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 oraz wskaźnik wyprzedzający SW2 z odtworzonym trendem – na szaro oznaczono okres out-of-sample



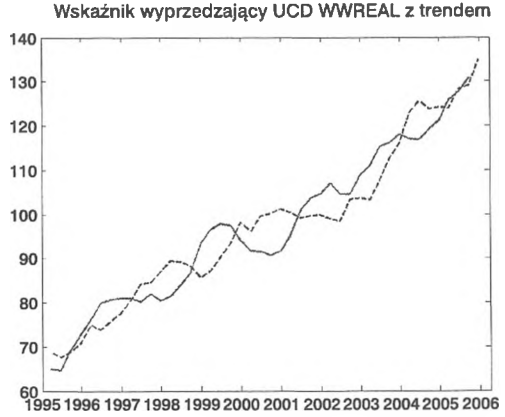
Wykres 8. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 oraz wskaźnik wyprzedzający WW10 z odtworzonym trendem – na szaro oznaczono okres out-of-sample



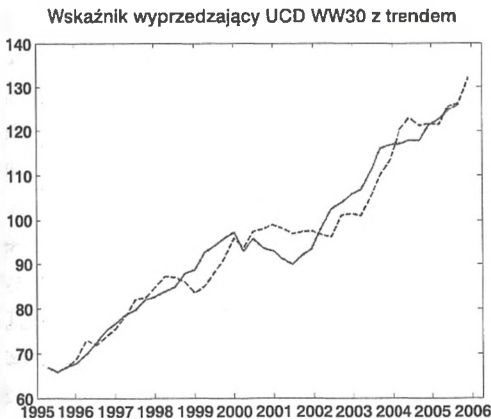
Wykres 9. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 oraz wskaźnik wyprzedzający WW30 z odtworzonym trendem – na szaro oznaczono okres out-of-sample



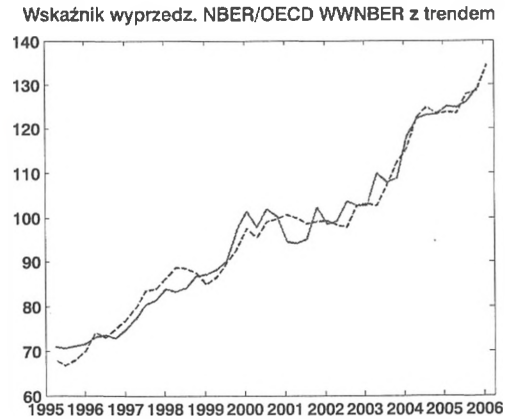
Wykres 11. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 oraz wskaźnik wyprzedzający WWREAL z odtworzonym trendem – na szaro oznaczono okres out-of-sample



Wykres 10. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 oraz wskaźnik wyprzedzający WWNOMINAL z odtworzonym trendem – na szaro oznaczono okres out-of-sample



Wykres 12. Produkcja przemysłowa z trendem w Polsce w latach 1995-2005 oraz wskaźnik wyprzedzający WWWNER z odtworzonym trendem – na szaro oznaczono okres out-of-sample



## 5. Wnioski i plan dalszej pracy nad konstrukcją wskaźników aktywności ekonomicznej w Polsce

Badania wykonane w ramach procedur konstrukcji zestawu wskaźników wyprzedzających aktywności ekonomicznej w Polsce jednoznacznie wykazały, że w ciągu ostatnich jedenastu lat (a więc już po zakończeniu pierwszego etapu transformacji gospodarczej) krajowa koniunktura podlegała wyraźnym wahaniom cyklicznym, w związku z czym pierwsza postawiona przez autora badań hipoteza badawcza została zweryfikowana w sposób pozytywny. Oczywiście każdemu organizmowi gospodarczemu, w tym również polskiej gospodarce wytwarzającej produkt brutto na poziomie niższym od najuboższego kraju „starej” Unii Europejskiej, należałoby życzyć jak największego stabilnego wzrostu gospodarczego. Z drugiej strony stwierdzony przebieg aktywności ekonomicznej świadczy o uzyskaniu przez polskie otoczenie ekonomiczne cech typowych dla gospodarki rynkowej.

Miary dostarczone jako „wartość dodana” dwóch z użytych metod konstrukcji wskaźników wyprzedzających – zestawu procedur NBER/The Conference Board/OECD (w tym analizy zaproponowanej przez Bry i Boschan) oraz modelu UDC umożliwiły dokonanie precyzyjnej wielostronnej analizy nie tylko podstawowego szeregu czasowego użytego jako referencyjna miary aktywności ekonomicznej (produkcja przemysłowa), ale również całego rozległego zestawu krajowych i zagranicznych zmiennych należących do najbardziej istotnych domen gospodarki. Wyniki uzyskane w ramach kontroli zachowania serii w punktach zmiany tendencji (algorytm Bry-Boschan), korelacji krzyżowej, koherencji i średniego opóźnienia (zasadnicze miary używane przez The Conference Board) oraz współczynnika stopnia wspólności i opóźnienia w czasie (model UDC) były w przypadku większości grup szeregów zbieżne, potwierdzając w ten sposób wzajemnie (do pewnego stopnia) swoją wiarygodność. I tak zidentyfikowany został relatywnie wysoki stopień dyspersji w sposobie wahań pomiędzy poszczególnymi sektorami gospodarki (m. in. antycykliczny przebieg koniunktury w rolnictwie), a nawet wybranymi działami przemysłu. Jako główne determinanty oscylacji wskazane zostały procesy zachodzące w domenie inwestycji oraz konsumpcji (indywidualnej i zbiorowej), a więc należące do realnej sfery gospodarki. Jednocześnie jako bardziej istotne zbiorowo okazały się być zjawiska należące do sfery monetarnej, w tym podaż pieniądza mierzona przez stosowne agregaty (przede wszystkim M1). Ich silny wpływ może być po części uzasadniony brakiem krótkookresowej elastyczności cen i płac. Podobnie jak w przypadku innych krajów z gospodarką rynkową stwierdzone zostało opóźnienie mechanizmów dopasowania rynku pracy

względem bieżącego stanu koniunktury. Wg autora artykułu jest to wystarczający powód, aby prowadzić działania zmierzające do zmniejszenia dotkliwości jednego z najpoważniejszych ekonomicznych i społecznych bieżących polskich problemów w sposób długofalowy. Włączenie do badań analizy szeregów zagranicznych pozwoliło również na rozważenie analizowanego obecnie w sposób bardzo intensywny zagadnienia synchronizacji cykli koniunkturalnych w skali światowej oraz w ramach poszczególnych międzynarodowych organizmów ekonomicznych (Unia Europejska, OECD). Zdaniem autora wyniki uzyskane w tym zakresie potwierdzają występowanie takich relacji łączących w sposób równoległy produkt generowany przez gospodarkę Polski z rezultatami aktywności ekonomicznej notowanej we wspomnianych wspólnotach gospodarczych oraz u ich największych członków (Niemcy, USA). Ciekawym zagadnieniem są wyprzedzające własności szeregów opisujących sytuację na rynku walutowym, szczególnie gdy porówna się ich zachowanie z równoległym przebiegiem stwierdzonym w przypadku indeksu cen aktywów giełdowych. Dokładnie zgodnie z oczekiwaniami kształtuje się za to relacja pomiędzy seriami określającymi dochody i wydatki państwa oraz sposób ich finansowania (pierwszy rodzaj szeregów przejawia tendencję do podążania za szeregiem referencyjnym, szeregi z drugiej grupy wyprzedzają oscylacje aktywności ekonomicznej). Największe rozbieżności pomiędzy poszczególnymi metodami stwierdzone zostały w zakresie oceny charakteru szeregów stóp procentowych. Jakkolwiek ustalenie dokładnych zależności w niektórych wypadkach oraz walidacja już stwierdzonych relacji wymaga dalszych badań (na szeregach czasowych uzupełnionych o dodatkowe obserwacje), to jednak można z całą pewnością stwierdzić, że oprócz głównego produktu jakim jest zestaw wyprzedzających wskaźników aktywności ekonomicznej, prowadzące do jego konstrukcji metody dostarczają także wyczerpujących informacji na temat charakteru oscylacji poszczególnych domen gospodarki. Jednocześnie potwierdzenie znajduje więc trzecia hipoteza badawcza przedstawiona we wstępie artykułu.

Zasadniczy cel badań, czyli konstrukcja zestawu wskaźników wyprzedzających na bazie szerokiego zestawu szeregów czasowych zrealizowany został w 100%. Przy użyciu 3 metod (NBER/The Conference Board/OECD, modelu Stocka i Watsona i UDC) opracowanych zostało łącznie 6 podstawowych indyktorów, w tym 3 krótkookresowe (prognozujące na 1 kwartał do przodu) i 3 średniookresowe (prognozujące na 2 – 4 kwartały do przodu), oraz dwa wskaźniki pomocnicze, służące do weryfikacji roboczych hipotez na temat zbiorowej istotności czynników monetarnych i realnych w generowaniu (wyprzedzaniu) oscylacji koniunktury. Zasadniczo każdy ze skonstruowanych podstawowych wskaźników spełnia przewidzianą dla niego rolę serii prognozującej

przyszły stan aktywności ekonomicznej. Z oceny jakości dopasowania w próbie (dokonanej za pomocą korelacji krzyżowej, testu przyczynowości w sensie Grangera, procedury Bry-Boschan oraz 3 miar wielkości popełnianych błędów – RMSE, MAE i współczynnika Theila) oraz ewaluacji własności prognostycznych (wyłącznie za pomocą 3 wymienionych miar) wynika jednak, że druga hipoteza badawcza postawiona przez autora, nie może zostać uznana za w pełni prawdziwą. Wprawdzie wskaźniki skonstruowane poprzez agregację dużej ilości szeregów czasowych (WWNBER) lub ich komponentów (WWPELNY) wypadają nieznacznie lepiej przy określaniu prognoz koniunktury niż użyty jako naiwny *benchmark* model ARIMA, to jednak ustępowały one pola w tym zakresie wskaźnikom opartym o starannie dobrany niewielki zestaw serii lub komponentów (W10, W30) oraz, przede wszystkim, budowanym jako nieobserwowalne indeksy wskaźnikom SWx pochodzącym z estymacji modelu Stocka i Watsona (konstruowanym na bazie 4 elementowych zbiorów szeregów czasowych). Ponadto przy określaniu prognoz krótkoterminowych bardziej adekwatnymi od wskaźników UDC oraz uzyskanych metodą NBER/The Conference Board/OECD okazały się być modele ekonometryczne z rodziny VAR, estymowane maksymalnie z wykorzystaniem 9 zmiennych endogenicznych.

Tabela 1. Porównanie dopasowania w próbie za pomocą miar RMSE, MAE i współczynnika Theila wskaźników wyprzedzających skonstruowanych za pomocą metod opisanych w pracy oraz wskaźnika CLI opracowanego dla Polski przez OECD (WWOECD) / (pogrubiono trzy najniższe wartości wyliczonych miar dopasowania)

Wskaźnik	Dopasowanie w próbie		
	RMSE	MAE	współczynnik Theila
W10	0.801623824272912	0.64355209885685	0.387562008845338
W30	0.773139903492493	0.648468211702407	0.371624247336012
WWPELNY	1.04333136091305	0.803786294270885	0.50716648363235
WWNOMINALNY	0.673509001271008	0.533803217909357	0.328017862474265
WWREALNY	1.06284742814809	0.849481587860741	0.510417636141156
WWNBER	0.946450061673928	0.807819507533907	0.459356209707086
WWOECD	0.651032192222166	0.556314492303634	0.319341490030589
SW1	0.420264075953882	0.346646586767449	0.203378095105919
SW2	0.400376055900037	0.301168754757371	0.194036326804656

Tabela 2. Porównanie własności prognostycznych (jeden okres do przodu) za pomocą miar RMSE, MAE i współczynnika Theila wskaźników wyprzedzających skonstruowanych przy wykorzystaniu metod UDC i The Conference Board oraz przewidywań uzyskanych na podstawie modeli ekonometrycznych SVAR, VAR i ARIMA (pogrubiono dwie najniższe wartości wyliczonych miar adekwatności prognozy, drukiem pochyłym zaznaczono wyniki osiągnięte dla metody benchmarkowej)

Wskaźnik/model	Własności prognostyczne		
	RMSE	MAE	współczynnik Theila
W30	0.698873689588904	0.534083060377005	0.804307731170352
WWPELNY	0.808263386417358	0.78789533173339	0.71177628178486
WWNBER	0.785999735713662	0.743461892581178	0.713791579151763
SVAR – NK(1)	0.612552754786806	0.609252489333996	0.540706278305236
VAR – NK(1)	0.626755900668595	0.606020082663661	0.503183305936524
VAR – RKC(2)	0.615718876116213	0.596828734245579	0.498562343791955
ARIMA	0.823270414123519	0.6930443379363	0.942411551662509

Tabela 3. Porównanie własności prognostycznych (dwa okresy do przodu) za pomocą miar RMSE, MAE i współczynnika Theila wskaźników wyprzedzających skonstruowanych przy wykorzystaniu metody Stocka i Watsona oraz wskaźnika CLI opracowanego dla Polski przez OECD (pogrubiono najniższą wartość wyliczonych miar adekwatności prognozy)

Wskaźnik	Własności prognostyczne		
	RMSE	MAE	współczynnik Theila
WWOECD	0.896635851213399	0.807447998431605	0.748487947025316
SW1	0.563734801124315	0.479637919326473	0.664762477336345
SW2	0.667743745293571	0.473368839183646	0.63713496730438

Tabela 4. Porównanie własności prognostycznych (trzy okresy do przodu i więcej) za pomocą miar RMSE, MAE i współczynnika Theila wskaźników wyprzedzających skonstruowanych przy wykorzystaniu metody UDC (pogrubiono najniższą wartość wyliczonych miar adekwatności prognozy)

Wskaźnik	Dopasowanie w próbie		
	RMSE	MAE	współczynnik Theila
W30	0.7849561040714	0.658566382054762	0.831122650505046
WWNOMINALNY	1.02757886783473	0.842142336039208	0.973874196674204
WWREALNY	1.24611295255154	1.05206694720725	0.958689140603734

Opisana sytuacja skłoniła autora artykułu do postawienia sobie pytania: czy w istocie warto jest poświęcać tak duży nakład sił na budowę złożonych wskaźników wyprzedzających w oparciu o rozległe zbiory szeregów czasowych? Odpowiedz twierdzącą uzasadniają dwie przesłanki. Pierwszą jest możliwość publicznego udostępnienia syntetycznych miar przyszłej aktywności ekonomicznej, których właściwości są intuicyjnie zrozumiałe dla większości członków społeczeństwa. Drugim powodem jest opisana wcześniej w tej sekcji możliwość dokładnego analizowania charakterystyk szerokiego spektrum przejawów aktywności ekonomicznej.

Uzyskane wyniki stały się również przesłanką do zdefiniowania dalszego planu prac, które autor badań zamierza podjąć w zakresie konstrukcji wskaźników wyprzedzających aktywności ekonomicznej w Polsce. Przede wszystkim przewidziane jest kontynuowanie badań nad najbardziej obiecującymi indykatorami budowanymi na podstawie konstrukcji Stocka i Watsona. Po drugie autor pracy zamierza włączyć do arsenału metod analizy polskiej koniunktury modele uwzględniające przełączanie reżimów (zgodnie z teorią określoną przez Markowa). Ponadto przewidywane jest sprawdzenie, czy niezadowolające wyniki prognozowania uzyskane za pomocą modelu UDC nie były spowodowane relatywnie niewielką ilością obserwacji związaną z kwartalną częstotliwością posiadanych szeregów czasowych (możliwość realizacji tego przedsięwzięcia nie znajduje się niestety wyłącznie w gestii autora, jako że niezbędnym jego składnikiem jest budowa równie szerokiego jak w przypadku ukończonego badania zestawu miesięcznych makroekonomicznych szeregów czasowych z pierwszymi obserwacjami datowanymi na początek 1995 roku). Osobno skontrolowany zostanie wpływ na końcowe wyniki odmiennego szacowania wspólnych komponentów na końcu próby niż w jej środku w związku z dwustronnym charakterem filtru UDC.

#### Literatura:

- Bandholz H. [marzec 2005], *New Composite Leading Indicators for Hungary and Poland*, IFO Working Paper, no 3.
- Dorosiewicz S. i Dorosiewicz T. [2004], *Similarity Analysis of Growth Cycles*, [w:] *Composite indicators of business activity for macroeconomic analysis*, "Prace i Materiały IRG SGH", nr 74, red. Z. Matkowski, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.
- Dudek S., Walczyk K. [2004], *Business Climate Indicators to Predict Economic Activity*, [w:] *Composite indicators of business activity for macroeconomic analysis*, "Prace i Materiały IRG SGH", nr 74, red. Z. Matkowski, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa;



- Forni M. i Reichlin L. [1996], *Dynamic Common Factors in Large Cross-Sections*, "Emp. Economics", 21, s. 27-42.
- Forni M. i Lippi M. [1999], *Aggregation of Linear Dynamic Microeconomic Models*, "Jour. of Math. Eco.", 31, s. 131-158.
- Forni M., Hallin M., Lippi M. i Reichlin L. [2000], *The Generalized Factor Model: Identification and Estimation*, "Rev. Economics and Stat.", 82, s. 540-54.
- Forni M., Giannone D., Lippi M. i Reichlin L. [2005], *Opening the Black Box: Structural Factor Models with Large Cross-sections*, poprawiona wersja CEPR Discussion Paper Series no. 4133.
- The Generalized Factor Model: Representation Theory* [2001], "Econometric Theory", 17, s. 1113-1141.
- The Generalized Dynamic Factor Model: Consistency and Rates* [2004] "Jour. of Econ.", 119, s. 231-55.
- The Generalized Dynamic Factor Model One-Sided Estimation and Forecasting* [2004], "Jour. Amer. Stat. Assoc.", 31, s. 325-42.
- Let's Get Real: a Factor Analytic Approach to Business Cycle Dynamics* [1998] "Rev. Econ. Studies", 65, s. 453-73.
- King R., Watson M., Money [1996], *Prices, Interest Rates and Business Cycle*, "Rev. Econ. Stat.", 78 (1)/96, s. 35-53.
- Kudrycka I. i Nilsson R. [1993], *Business Cycles in the Period of Transition*, Z Prac Zakładu Badań Statystycznych GUS i PAN, 216, Warszawa, GUS.
- Łuczyński W., Matkowski Z. [1999], *Analiza spektralna wahań aktywności gospodarczej w Polsce*, [w:] *Barometry koniunktury dla gospodarki polskiej*, „Prace i Materiały IRG SGH”, nr 64, red. Z. Matkowski, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa, s. 213-231.
- New Indexes of Leading and Coincident Economic Indicators* [1989], NBER Macroeconomics Annual, s. 351-394.
- OECD [marzec 2006], *Composite Leading Indicators for Major Non-Member Economies and OECD, Recently New OECD Member Countries*, OECD Working Paper, no 36414874.
- Pearson K. [1901], *On Lines and Planes of Closest Fit to Points in Space*, "Phil. Magazine", no 2, s. 559-572.
- Spearman Ch., [1904], "General Intelligence" objectively determined and measured, "Amer. Jour. of Psych."
- Stock J. H. i Watson M. W. [1991], *A Probability Model of the Coincident Economic Indicators*, [w:] *Leading economic indicators*, red.: K. Lahri, G.H. Moore, Cambridge University Press, s. 63-89.
- Stolorz S. [2004], *Leading and Coincident Indicators w: Composite indicators of business activity for macroeconomic analysis*, "Prace i Materiały IRG SGH", nr 74, red. Z. Matkowski, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa.