

Sławomir Dudek<sup>±</sup>, Tomasz Zająć<sup>†</sup>

## **Zastosowanie modeli czynnikowych do konstrukcji barometru koniunktury na podstawie badań ankietowych**

### **Streszczenie**

W opracowaniu przedstawiono syntetyczny wskaźnik aktywności gospodarczej w Polsce (barometr koniunktury), zbudowany na podstawie danych ankietowych Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH i Instytutu Transportu Samochodowego. Do oszacowania barometru koniunktury zastosowano podejście wykorzystujące modele czynnikowe, w tym dynamiczne. Estymacje przeprowadzono trzema alternatywnymi metodami. Oszacowany na ich podstawie nieobserwowalny czynnik potraktowano jako syntetyczny wskaźnik aktywności gospodarczej. Dla odniesienia analizą objęto również barometr koniunktury IRG SGH, konstruowany wg podejścia tradycyjnego. W świetle przeprowadzonych badań zastosowanie modeli czynnikowych do estymacji wskaźnika aktywności gospodarczej opartego na danych ankietowych nieznacznie poprawia użyteczność tego typu wskaźników w monitorowaniu wahań zmiennej referencyjnej (PKB). Prezentowane podejście wymaga dalszych analiz, które pomogą poprawić jakość diagnostyczną barometru koniunktury.

Słowa kluczowe: dynamiczny model czynnikowy, badanie koniunktury, barometr koniunktury, test koniunktury

Kody klasyfikacji JEL: E32 C43 C38

---

<sup>±</sup> Instytut Rozwoju Gospodarczego, Szkoła Główna Handlowa

<sup>†</sup> Kolegium Analiz Ekonomicznych, Szkoła Główna Handlowa

Sławomir Dudek<sup>±</sup>, Tomasz Zająć<sup>†</sup>

## Using Dynamic Factor Models for Constructing Economic Activity Indicator from Survey Data

### Abstract

This paper presents a new business cycle indicator of the Polish economy based on survey data from the Research Institute for Economic Development and the Motor Transport Institute. In order to deal with large number of series the factor model approach (FM) is used. Models are estimated using three different methods. The unobserved factor from these models represents a composite indicator. It is compared with the RIED business cycle indicator. The results suggest that the former performs only slightly better than the latter as far as their ability to indicate changes in GDP is concerned. Further research is needed to improve qualities of the proposed business cycle indicator.

Keywords: dynamic factor model, business cycle research, business cycle indicators, business and consumer surveys

JEL classification: E32 C43 C38

---

<sup>±</sup> Research Institute for Economic Development, Warsaw School of Economics

<sup>†</sup> Collegium of Economic Analyses, Warsaw School of Economics

## 1. Wprowadzenie

Test koniunktury, nazywany również testem koniunkturalnym lub ankietowym badaniem koniunktury, jest powszechnie stosowaną metodą badania aktywności w gospodarce. Ta metoda badawcza liczy już ponad 70 lat. Specyficzną jej cechą jest to, że pytania w ankiecie mają charakter jakościowy, co oznacza, że respondenci pytani są o kierunek zmian określonych zjawisk ekonomicznych w stosunku do okresu bazowego lub do pewnego, normalnego poziomu zjawiska. Stąd wyniki tych badań określa się często mianem wskaźników jakościowych. Szczególną cechą testu koniunktury jest również to, że zawiera on pytania zarówno odnośnie do obecnego stanu danego zjawiska, jak i pytania prognostyczne, które odnoszą się do przyszłej sytuacji. Prognostyczny charakter tych danych warunkuje dużą ich użyteczność w analizie zmian koniunktury. Charakterystyczne jest również, że test koniunktury jest prowadzony oddzielnie dla poszczególnych obszarów gospodarki, aby móc uwzględnić swoiste cechy różnych rodzajów działalności gospodarczej. Obecnie testem koniunktury w ośrodkach badawczych najczęściej objęte są następujące sektory:

- przemysł,
- budownictwo,
- handel detaliczny (lub handel detaliczny i hurtowy razem),
- rolnictwo (badanie w tym sektorze prowadzą jedynie 3 kraje, w tym IRG SGH),
- sektor usług rynkowych razem,
- banki i ubezpieczenia,
- transport,
- gospodarstwa domowe.

Jak powiedziano, istotną cechą testu koniunktury jest jakościowy charakter pytań. W teście stosuje się prawie wyłącznie pytania o charakterze zamkniętym, co oznacza, że respondent ma do wyboru ograniczoną liczbę wariantów odpowiedzi, które charakteryzują w sposób jakościowy intensywność zmian danego zjawiska ekonomicznego. Najczęściej stosowane są trzywariantowe pytania, w których w zależności od zjawiska i treści pytania respondent ma do wyboru następujące warianty:

- wzrost / bez zmian / spadek,
- za duży / normalny / za niski,
- poprawa / bez zmian / pogorszenie itp.

Zawsze więc mamy wariant pozytywny i negatywny oraz wariant neutralny. W praktyce występują również pytania z pięciowariantową skalą odpowiedzi. Wówczas respondent ma do wyboru warianty: znaczny wzrost /

wzrost / bez zmian / spadek / znaczny spadek itp. Pięciostopniowa skala odpowiedzi stosowana jest w teście konsumenckim; w testach przemysłowym, budownictwa i handlu stosowane są trzywariantowe pytania. Jakościowy charakter pytań oraz fakt, że wyniki testu wykorzystywane są w analizie cyklu koniunkturalnego – w postaci szeregów czasowych – uwarunkowały sposób agregacji jednostkowych wyników badania. Z zagregowanych wyników, odpowiednio zważonych, tworzy się wskaźniki struktury (tzw. odsetki lub frakcje), czyli procentowy rozkład wariantów odpowiedzi na dane pytanie. Jest to standardowy sposób prezentacji danych dla wszelkich badań ankietowych. W przypadku pytania trzywariantowego dowiadujemy się, jaki procent respondentów stwierdził, że wartość zjawiska wzrosła, jaki ich odsetek zanotował spadek, a jaki uważa, że nie nastąpiła zmiana.

Otrzymane odsetki (frakcje) można analizować w postaci szeregów czasowych. Jednak taka prezentacja danych ma ograniczoną użyteczność dla analiz koniunkturalnych, gdyż dla określonego zjawiska (pytania) musimy analizować kilka szeregów czasowych jednocześnie. Potrzeby analityczne wymagają skonstruowania pewnych syntetycznych wskaźników, które można prezentować w postaci pojedynczego szeregu czasowego odnoszącego się do danego zjawiska ekonomicznego (pytania). Na podstawie wskaźników struktury obliczane są dwa rodzaje wskaźników koniunktury: proste i złożone. Wskaźniki proste konstruowane są dla poszczególnych pytań jako saldo (statystyka bilansowa) odsetków odpowiedzi negatywnych i pozytywnych, uznaje się bowiem, że podmioty, które nie odnotowały zmiany, nie mają istotnego wpływu na dynamikę danego zjawiska ekonomicznego. Saldo obliczane jest więc jako różnica procentowego udziału odpowiedzi pozytywnych i negatywnych. Wskaźniki złożone powstają poprzez łączenie wybranych sald z testu. Nazywane są wskaźnikami odczuć, wskaźnikami nastrojów lub wskaźnikami koniunktury w danej branży. Dostarczają one syntetycznej informacji nt. stanu koniunktury w danym sektorze na podstawie opinii sformułowanych przez pojedyncze podmioty gospodarcze o zmianach, jakie nastąpiły różnych obszarach ich działalności. Przykładowo, w zharmonizowanym badaniu UE wskaźnik nastrojów w przemyśle obliczany jest jako średnia arytmetyczna sald z trzech pytań: przewidywanej produkcji, przyjętych zamówień i stanu zapasów wyrobów gotowych (ze znakiem ujemnym). Zasady konstrukcji wskaźników złożonych są różne w zależności od testu koniunktury, by uwzględniały specyfikę badanego obszaru gospodarki. W UE badania koniunktury gospodarczej zostały zharmonizowane i w oficjalnej statystyce wskaźniki nastrojów gospodarczych obliczane są zgodnie z jednolitą

metodologią. Niektóre niezależne ośrodki badawcze stosują odmienne sposoby obliczania złożonych wskaźników koniunktury, odpowiednie dla specyfiki danej gospodarki i wynikające z doświadczeń empirycznych tych środków. Przykładem mogą tutaj być instytuty: Ifo z Niemiec oraz Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH. W IRG SGH złożony wskaźnik koniunktury w przemyśle obliczany jest jako średnia ruchoma z sald – z trzech ostatnich miesięcy – pytań o bieżące i przewidywane zmiany produkcji.

Na podstawie wyników badań koniunktury w różnych sektorach gospodarki (przemysł, budownictwo, handel, konsumenci itd.) obliczane są syntetyczne wskaźniki złożone (tzw. barometr koniunktury, wskaźnik nastrojów gospodarczych), których celem jest odzwierciedlenie stanu koniunktury w całej gospodarce. Najczęściej stosowanym, tradycyjnym sposobem obliczania barometrów koniunktury opartych na danych ankietowych jest agregacja wskaźników odczuć ekonomicznych w poszczególnych sektorach gospodarki po przypisaniu im odpowiednich, arbitralnie ustalonych wag. W istocie rzeczy, wyznaczając szereg czasowy barometru, agregujemy wyniki pojedynczych pytań, na podstawie których zbudowano wskaźniki nastrojów w poszczególnych sektorach gospodarki. Oznacza to, że nie tylko wagi są określone *a priori*, ale również z góry określony jest zestaw pytań wchodzący w skład barometru.

Alternatywne podejście wykorzystuje metody czynnikowe do konstrukcji barometru koniunktury. Idea tego podejścia zakłada, że w analizowanych szeregach czasowych (tj. saldach pytań ze wszystkich badań koniunktury w poszczególnych sektorach gospodarki) pewna część przenoszonej informacji jest wspólna, a pozostała część idiosynkratyczna, tj. specyficzna dla danego szeregu czasowego. Część wspólna wszystkich szeregów czasowych może być utożsamiana z barometrem koniunktury, który – zgodnie z tradycyjnym podejściem – syntetyzuje informacje zawarte w testach koniunktury w poszczególnych obszarach gospodarki. Wyodrębnienie czynników następuje za pomocą technik ekonometrycznych, przy czym najczęściej w tym celu wykorzystywany jest dynamiczny model czynnikowy (*dynamic factor model*, DFM). W ramach tego podejścia nie wybiera się arbitralnie wag ani też konkretnych sald składowych barometru. Wagi estymowane są w modelu czynnikowym i to one decydują, jakie zmienne (saldy) i z jaką siłą determinują kształtowanie się barometru koniunktury.

Celem niniejszego artykułu jest próba zastosowania modeli czynnikowych do estymacji barometru koniunktury na podstawie danych ankietowych IRG SGH i porównanie właściwości tych barometrów z barometrem IRG SGH, który obliczany jest tradycyjnie.

## 2. Barometry koniunktury bazujące na danych jakościowych

Ideę ogólnogospodarczego barometru koniunktury opartego na danych jakościowych sformułowano po raz pierwszy w Niemczech w 1965 r. (Strigel, 1965; Matkowski, 2002b). W pierwotnej wersji wskaźnik łączył opinie z badania w przemyśle i badania gospodarstw domowych; następnie był uzupełniany o inne sektory. Od lat 80-tych Komisja Europejska publikuje wskaźnik nastrojów gospodarczych (*economic sentiment index*, ESI), opracowywany zgodnie z ujednoliconą w UE metodyką. Wskaźnik ESI jest obliczany – zgodnie z tradycyjnym podejściem – jako średnia ważona wskaźników jakościowych koniunktury w 5 sektorach. Wagi dla tych sektorów zostały ustalone arbitralnie, uwzględniając znaczenie danego sektora w tworzeniu PKB, wagi wynoszą:

- przemysł – 40%
- usługi – 30%
- konsumenci – 20%
- budownictwo – 5%
- handel detaliczny – 5%.

Obliczenia są dokonywane nie na podstawie wskaźników nastrojów w poszczególnych sektorach, lecz na podstawie poszczególnych sald składających się na wskaźniki sektorowe. Łącznie w skład ESI wchodzi 15 sald z 5 badanych sektorów. Co istotne, poszczególne salda są przed agregacją standaryzowane, a otrzymany agregat jest tak unormowany, aby oscylował wokół wartości 100 punktów<sup>1</sup>. Wskaźnik ESI jest obliczany dla wszystkich krajów UE, w tym dla Polski, z częstotliwością miesięczną, i publikowany jest pod koniec miesiąca, którego dotyczy. Wyprzedzenie publikacyjne wynosi zatem ok. 2-3 dni.

Analizę różnych barometrów koniunktury dla Polski znajdziemy między innymi w pracach Matkowskiego (1999, 2002, 2004). Propozycje barometrów dla gospodarki polskiej opartych wyłącznie na danych IRG SGH przedstawili: Klimkowska (2004) i Stanek (1993, 1999). Obecnie IRG SGH regularnie publikuje barometr koniunktury oparty na wynikach badań ankietowych. Barometr obliczany jest zgodnie z podejściem tradycyjnym, jako średnia ważona sektorowych wskaźników koniunktury, z arbitralnie dobranymi wagami uwzględniającymi znaczenie danego sektora w wyjaśnieniu wahań cyklicznych PKB. Barometr składa się z 7 sektorowych wskaźników koniunktury:

- wskaźnika koniunktury w przemyśle z wagą  $\frac{2}{9}$ ,

---

<sup>1</sup> Szczegółowe informacje w: Komisja Europejska (2007).

- wskaźnika koniunktury gospodarstw domowych z wagą  $\frac{2}{9}$ ,
- wskaźnika koniunktury w budownictwie z wagą  $\frac{1}{9}$ ,
- wskaźnika koniunktury w handlu z wagą  $\frac{1}{9}$ ,
- wskaźnika koniunktury w bankach z wagą  $\frac{1}{9}$ ,
- wskaźnika koniunktury w rolnictwie z wagą  $\frac{1}{9}$ ,
- wskaźnika koniunktury w ciężarowym transporcie samochodowym<sup>2</sup> z wagą  $\frac{1}{9}$ .

Z wyjątkiem badania w przemyśle, które jest badaniem miesięcznym, badania są prowadzone z częstotliwością kwartalną. Choć wskaźniki kwartalne są interpolowane na miesiące, składowe nie podlegają przed agregacją standaryzacji. Barometr jest publikowany kwartalnie. Pierwszy szacunek barometru publikowany jest na początku drugiego miesiąca kwartału, którego dotyczy. Przy pierwszym szacunku dostępne są bieżące wyniki tylko z niektórych badań, późniejsze rewizje historyczne są jednak niewielkie. Istotną cechą barometru jest to, że oparty jest on na wskaźnikach częściowo zagregowanych, a nie na jednostkowych saldach pytań tworzących sektorowe wskaźniki koniunktury, tak jak ma to miejsce w przypadku wskaźnika ESI. Wskaźniki sektorowe łącznie obejmują 22 salda.

Komisja Europejska jako jedna z nielicznych instytucji publikujących barometry koniunktury oparte na danych jakościowych stosuje również alternatywne podejście, tj. modele czynnikowe. Wraz ze wskaźnikiem ESI publikuje wskaźnik klimatu gospodarczego w przemyśle przetwórczym w strefie euro jako całości (*business climate indicator*, BCI). Na podstawie 5 sald z badania koniunktury w przemyśle (tendencje produkcji w ostatnim miesiącu, portfel zamówień ogółem, portfel zamówień eksportowych, ocena stanu zapasów i przewidywania produkcji) estymowany jest wspólny czynnik na podstawie modelu czynnikowego (Komisja Europejska, 2000, 2007). Komisja Europejska prowadzi również prace analityczne, podejmujące zagadnienie zastosowania modeli czynnikowych do estymacji jakościowych wskaźników koniunktury (Gayer i Genet, 2006; Marcellino, 2006).

---

<sup>2</sup> Badanie w transporcie jest prowadzone przez Instytut Transportu Samochodowego w Warszawie.

### 3. Metody badawcze

Analizę empiryczną przeprowadziliśmy w dwóch etapach. W pierwszym, na podstawie wszystkich dostępnych szeregów czasowych z badań ankietowych IRG SGH, za pomocą modeli czynnikowych, oszacowano czynniki wspólne, które są traktowane jako potencjalne barometry koniunktury. W tym celu zastosowano trzy podejścia. W drugim etapie analizy oszacowania wskaźników zostały poddane analizie porównawczej ze zmienną referencyjną, którą jest PKB. Użyto typowego zestawu narzędzi stosowanego w analizach cyklu koniunkturalnego.

#### 3.1. Modele czynnikowe

Dynamiczne modele czynnikowe cieszą się od kilku lat ogromnym zainteresowaniem. Dzieje się tak głównie za sprawą ich zdolności wykorzystania informacji z bardzo dużych zbiorów danych. W tym kontekście podejście to stało się bardzo konkurencyjne względem standardowych modeli, w których potencjalny zbiór zmiennych jest zawężany z uwagi na czysto techniczne ograniczenia (problem wymiaru). W wyniku zastosowania modelu do dużych zbiorów danych otrzymujemy nowe zmienne, tzw. wspólne czynniki, odpowiadające wspólnej informacji zawartej w zmiennych w oryginalnym zbiorze. Ponadto, co jest bardzo ważne, w empirycznych zastosowaniach nowo utworzone zmienne można ekonomicznie zinterpretować. W odniesieniu do celu tej pracy, pierwszy wspólny czynnik można interpretować jako syntetyczny wskaźnik aktywności ekonomicznej. Początkowo modele DFM były wykorzystywane głównie do prognozowania kluczowych agregatów makroekonomicznych. Stopniowo rośnie obszar zastosowań modeli DFM, a w ślad za tym liczba alternatywnych specyfikacji i metod estymacji modelu. Oprócz prognozowania modele te wykorzystuje się również do analizy międzynarodowych cykli koniunkturalnych, polityki pieniężnej czy właśnie konstrukcji wskaźników aktywności ekonomicznej. U podstaw idei tworzenia modeli DFM wymienia się w literaturze siły sprawcze (*driving forces*), których działanie widoczne jest w realizacji większości zmiennych analizowanego zbioru. Wynika stąd, iż pewna część zmienności szeregów jest wspólna. Pozostała część jest specyficzna, a jej udział w całkowitej zmienności może zależeć, przykładowo, od rodzaju obszaru, jakiego zmienna dotyczy czy też błędów pomiaru. W ramach modelu czynnikowego część wspólna (*common component*),  $F_t$ , tworzona jest najczęściej z kilku nieobserwowalnych wspólnych czynników (*common factors*),  $f_{1t}, \dots, f_{qt}$ . Ich odpowiednia kombinacja liniowa umożliwia wyjaśnienie znacznej części



wariancji zmiennych z analizowanego zbioru. Pozostała część wariancji przypisywana jest resztom z modelu,  $e_t$ , które określa się mianem czynników idiosynkratycznych (*idiosyncratic components*). W ogólnej postaci dynamiczny model czynnikowy można zapisać jako:

$$X_t = \Lambda(L)F_t + e_t, \quad (1)$$

$$F_t = \Phi(L)F_{t-1} + \eta_t. \quad (2)$$

gdzie:

$N$  – liczba zmiennych wchodzących w skład wektora  $X_t$ ,

$F_t$  reprezentuje  $q$  dynamicznych czynników wspólnych,

$L$  – operator opóźnień,

$\Lambda(L)$ ,  $\Phi(L)$  – macierze wielomianów opóźnień o wymiarach odpowiednio  $N \times q$  oraz  $q \times q$ .

Dla  $i$ -tej zmiennej ze zbioru  $X_t$  wyrażenie  $\Lambda_i(L)f_t$  nazywane jest jej wspólnym komponentem, a  $i$ -ty wielomian opóźnień  $\Lambda_i(L)$  jej dynamicznym ładunkiem. Równanie (1) określa podział zmiennej obserwowalnej na część wspólną,  $\Lambda(L)F_t$ , oraz specyficzną,  $e_t$ , dla każdego szeregu. Drugie równanie opisuje część dynamiczną wspólnych czynników. Prezentowany model jest ogólnej postaci i w zależności od metody estymacji postać równań może się nieznacznie różnić. Najczęściej, co do postaci dynamicznej wspólnych czynników zakłada się, że generowane są przez proces wektorowej autoregresji VAR. Ponadto zakłada się, że procesy opisywane równaniami 1 i 2 są stacjonarne, a  $E(e_t, \eta_{t-k}^T) = 0$ . Ze względu na założenia odnośnie do składników specyficznych, możemy wyróżnić w literaturze dwa podejścia (Stock i Watson, 2010). W ramach pierwszego dynamiczny model czynnikowy nazywany jest właściwym (*exact DFM*), gdy składniki specyficzne z  $j$ -tego równania są wzajemnie nieskorelowane z składnikami z  $i$ -tego równania, tj.  $Ee_{it}e_{js} = 0$  dla każdego  $s$  oraz gdy  $i \neq j$ . Osłabienie tego założenia prowadzi do uogólnionego dynamicznego modelu czynnikowego (*generalised DFM*, GDFM) zaproponowanego przez Forni i in. (1999). Z uwagi na możliwość skorelowania składników specyficznych z poszczególnymi równaniami w badaniu preferowaliśmy model typu GDFM. Zdecydowaliśmy się na zastosowanie estymacji wspólnych czynników w podejściu proponowanym przez Forni i in. (2002) oraz jego późniejszej modyfikacji na przypadek niezbilansowanych macierzy danych (Doz,

Giannone i Reichlin, 2011). Przeprowadziliśmy ponadto estymację wspólnych czynników metodą głównych składowych, dla porównania przyrostu jakości związanego z zastosowaniem podejścia dynamicznego. Poniżej prezentujemy główne założenia każdej z wybranych metod estymacji.

Metoda głównych składowych (*principal components*, PC) jest bardzo często stosowana w statystyce do redukcji dużych zbiorów danych. Koncepcja tego podejścia zakłada wyjaśnienie dużej części wariancji zbioru za pomocą kilku liniowych kombinacji zmiennych z oryginalnego zbioru. Utworzone w ten sposób szeregi nazywane są głównymi składowymi. W klasie modeli czynnikowych podejście PC jest statyczne i nie uwzględnia powiązań dynamicznych między oryginalnymi zmiennymi. Pomimo to zdecydowaliśmy się uwzględnić metodę PC w części empirycznej w celu porównania jakości estymatorów czynników uzyskiwanych podejściami dynamicznym i statycznym. Wspólne czynniki powstają jako wzajemnie ortogonalne liniowe kombinacje  $N$  obserwowanych zmiennych. Pierwsza główna składowa wyjaśnia najwięcej wspólnej zmienności, druga największy udział zmienności pozostałej w zbiorze danych i tak dalej, aż do wyjaśnienia pozostałej wariancji oryginalnego zbioru przez  $N$ -tą główną składową. W przeciwieństwie do modeli DFM nie ma konieczności wyboru liczby wspólnych czynników,  $k$ , *ex ante*. Suma wartości własnych macierzy kowariancji dla  $k$  pierwszych głównych składowych podzielona przez liczbę zmiennych mówi, ile całkowitej zmienności zostało wyjaśnione przez  $k$  pierwszych składowych. Pomysł na wykorzystanie tego podejścia do estymacji czynników wziął się z podobieństwa idei PC oraz jej łatwości aplikacyjnej. Wyniki z PC są często stosowane do wyznaczania liczby statycznych czynników w modelach DFM oraz jako wartości startowe algorytmów innych metod estymacji. Za wykorzystywaniem tego podejścia do estymacji modeli czynnikowych stoją wyniki przedstawione przez Stocka i Watsona (2002). Przeprowadzone badania pokazały, że metoda głównych składowych prowadzi do wiarygodnych estymatorów wspólnych czynników nawet w przypadku, gdy zmienne są skorelowane.

Brak uwzględnienia struktury dynamicznej oryginalnego zbioru danych w PC jest znaczącym ograniczeniem, co zauważyli już Forni i in. (1999). Zaproponowali uogólniony dynamiczny model czynnikowy estymowany za pomocą dynamicznej metody głównych składowych w reprezentacji spektralnej. W ramach tego podejścia dla różnych częstotliwości danych obliczane są wektory własne macierzy gęstości spektralnej, a następnie łączone we wspólne czynniki. Konieczność wykorzystania do estymacji wyprzedzeń i opóźnień zmiennych

uniemożliwia prognozowanie na podstawie tego modelu. Dopiero zastosowanie jednostronnej estymacji wykorzystującej tylko opóźnienia pozwoliło na prognozowanie tą metodą. Postać modelu GDFM jest zgodna z równaniem 1, przy czym zakłada się, że wspólne czynniki pochodzą z procesu VAR. Dużą zaletą tego podejścia jest właściwe uwzględnienie dynamiki oryginalnych szeregów bez konieczności podziału *ex ante* na zmienne opóźnione, jednoczesne i wyprzedzające. Jest to szczególnie ważne w analizowanym w tej pracy przypadku użycia danych ankietowych, które mogą być przesunięte fazowo. Estymator jednostronny GDFM jest obecnie wykorzystywany do konstrukcji barometru koniunktury Eurocoin (Forni i in., 2008). Podejście to nazywane dalej fhlr nie pozwala niestety na estymację na podstawie niepełnych macierzy danych (*ragged ends*). To uniemożliwia uwzględnienie różnych terminów publikacji danych i tym samym *nowcasting*. Autorzy metody fhlr zaproponowali jej rozszerzenie (Doz, Giannone i Reichlin, 2011) o estymację czynników filtrem Kalmana. Schemat postępowania tej metody nazywanej dalej fhlr+kal jest następujący. Za pomocą fhlr wyznaczane są ze zbilansowanej macierzy wspólne czynniki, a następnie są one, za pomocą filtra Kalmana, reestymowane z użyciem niezbilansowanej macierzy danych. Podejście to łączy zalety metody fhlr i filtra Kalmana, umożliwiając *nowcasting* na podstawie niepełnej publikacji danych.

Ważną kwestią dotyczącą estymacji dynamicznych modeli czynnikowych jest określenie liczby statycznych oraz dynamicznych czynników. Najprostszą metodą ustalenia liczby statycznych czynników jest kryterium wielkości wariancji wyjaśnionej metodą głównych składowych. Inny sposób, proponowany przez Bai i Ng (2002), zakłada wykorzystanie do tego celu kryterium informacyjnego:

$$IC_{p_1}^T(k) = \ln[V(k, F)] + kp_1(n, T), \quad (3)$$

gdzie:

$$p_1(n, T) = \left(\frac{n+T}{nT}\right) \ln\left(\frac{nT}{n+T}\right) \text{ jest funkcją kary, a}$$

$V(k, F)$  miarą jakości dopasowania mierzoną sumą kwadratów zgodnie ze wzorem:

$$V(k, F) = (nT)^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T (X_i - \Lambda F_t)^2, \quad (4)$$

którego wartość zależy od oszacowanych wartości  $F_t$  i ich liczby. Minimalna wartość powyższego kryterium określa liczbę czynników, którą należy uwzględnić w estymacji modelu. Inną kwestią i bardziej złożoną jest ustalenie liczby dynamicznych czynników modeli GDFM. Hallin i Liska (2007) zaprojektowali specjalnie do tego celu nowy test bazujący na kryterium informacyjnym. Konstrukcja kryterium zakłada wykorzystanie wartości własnych macierzy gęstości spektralnej,  $X_t$ , zaś idea polega na weryfikacji zachowania wariancji liczby oszacowanych czynników dln  $N$  i  $T$  dążących do nieskończoności.

### 3.2. Metody analizy porównawczej

Wszystkie propozycje barometru koniunktury zostały poddane analizie porównawczej względem zmiennej referencyjnej, tj. rocznej dynamiki kwartalnego PKB wyrównanego sezonowo. Przed przystąpieniem do analizy porównawczej wszystkie zmienne zostały zestandaryzowane. Przyjęto więc konwencję cyklu rocznych stóp wzrostu. Do tego celu zastosowano również najczęściej spotykane w literaturze przedmiotu metody badania zależności pomiędzy parą szeregów czasowych. Niektóre z nich to standardowe podejścia w analizie synchronizacji cykli koniunkturalnych, szeroko opisane w literaturze. W niniejszym artykule zastosowano m.in.:

- analizę graficzną,
- analizę *cross*-spektralną,
- analizę korelacji jednoczesnych i korelacji krzyżowych,
- analizę punktów zwrotnych.

W aneksie przedstawiono wykresy wszystkich analizowanych barometrów koniunktury na tle zmiennej referencyjnej z zaznaczonymi punktami zwrotnymi. Musimy mieć na uwadze, że syntetyczne miary synchronizacji pokazują pewien średni obraz zależności. Na podstawie wykresów czytelnik może samodzielnie przeanalizować przebieg wyestymowanych wahań cyklicznych. W przypadku analizy *cross*-spektralnej (analizy szeregów czasowych w dziedzinie częstotliwości) obliczono współczynnik koherencji i przesunięcie fazowe dla okresu wahań od 2 lat do 8 lat (2Y-8Y), zgodnie ze standardowymi specyfikacjami stosowanymi w literaturze (por. Skrzypczyński, 2010; Priestley, 1989; Talaga, 1986). Współczynnik koherencji stanowi miarę dopasowania w regresji pomiędzy dwoma szeregami czasowymi (barometrem koniunktury i PKB) dla danej częstotliwości, przyjmuje wartości  $[0, 1]$  i ma analogiczną interpretację jak współczynnik determinacji. W artykule przedstawiono średnią wartość koherencji dla okresu wahań od 2 lat do 8 lat

(2Y-8Y). Drugą analizowaną miarą *cross*-spektralną jest przesunięcie fazowe, które informuje o wyprzedzeniu lub opóźnieniu wzajemnym analizowanych par zmiennych w określonym zakresie wahań. W niniejszym artykule wartość ujemna oznacza, że wahania barometru koniunktury są wyprzedzające, a wartość dodatnia, że opóźnione. Miary spektralne obliczono za pomocą programu BUSY. Analizę korelacyjną przeprowadzono za pomocą współczynnika korelacji Pearsona. W przypadku analizy krzyżowej przyjęto roczne wyprzedzenia/opóźnienia (dane kwartalne +/- 4); znak (-) oznacza wyprzedzenie względem zmiennej referencyjnej, a znak (+) – opóźnienie. W badaniu stopnia podobieństwa wahań barometrów koniunktury i rocznej dynamiki PKB zastosowano również analizę punktów wg powszechnie stosowanej procedury Bry-Boschan (Bry, Boschan, 1971), z pewnymi modyfikacjami dla danych kwartalnych wprowadzonymi w programie BUSY. Analiza punktów zwrotnych pozwala na prześledzenie zidentyfikowanych wahań cyklicznych w przebiegu barometrów koniunktury i cyklu rocznych stóp wzrostu PKB wposzczególnych fazach cyklu, nie tylko w ujęciu średnim. Jednak na podstawie tej metody trudno jest wyciągnąć pewne wnioski. Obliczono pewne uśrednione charakterystyki, takie jak wyprzedzenia średnie i medianowe, ale musimy pamiętać, że dysponujemy stosunkowo krótkimi szeregami czasowymi, które obejmują niewielką liczbę cykli. W związku z tym średnie wyprzedzenia/opóźnienia należy interpretować bardzo ostrożnie. Oszacowano również średnie długości faz i cykli.

#### **4. Wyniki**

Zbiór danych surowych został na wstępie ograniczony do szeregów rozpoczynających się od 1 kwartału 2000 roku. Po ograniczeniu zbiór liczył 149 szeregów czasowych, w tym 7 indeksów sektorowych. Dane zostały oczyszczone z wahań sezonowych metodą TRAMO/SEATS. Na potrzeby metod estymacji, zwłaszcza metody PC, dane wystandaryzowano. W celu zapewnienia porównywalności wyników zastosowania różnych metod estymacji, ograniczono próbę z dołu, otrzymując zakres 2000Q1–2012Q2. Z tak przygotowanego zbioru danych utworzone zostały trzy grupy, w ramach których szukano wspólnych czynników:

- grupa 1 – wszystkie pytania z wykluczeniem zagregowanych indeksów - (oznaczana G1, 142 zmienne).
- grupa 2 – wyłącznie pytania tworzące barometr koniunktury IRG SGH, tj. pytania wchodzące w skład sektorowych wskaźników koniunktury - (oznaczana G2, 22 zmienne).

- grupa 3 – wyłącznie indeksy zagregowane dla analizowanych sektorów - (oznaczana G3, 7 zmiennych).

Dla celów porównawczych, z wyrównanych sezonowo danych utworzono zgodny z metodyką opracowywania barometru IRG SGH wskaźnik syntetyczny. Kolejnym krokiem bezpośrednio poprzedzającym estymację modelu było wyznaczenie liczby statycznych oraz dynamicznych czynników wspólnych. Zastosowano prezentowane wcześniej kryteria informacyjne, odpowiednio: Bai i Ng (2002) oraz Hallin i Liska (2007). Oszacowana liczba czynników statycznych wahała się pomiędzy grupami od 3 (w trzeciej grupie) do 6 (w pierwszej). W odniesieniu do czynników dynamicznych kryteria informacyjne wskazywały na dwa dynamiczne czynniki dla każdej grupy. Estymację właściwych modeli przeprowadzono trzema metodami: PC, fhlr i fhlr+kal dla trzech grup zmiennych. Do dalszej analizy wybrano jedynie pierwszy oszacowany wspólny czynnik w każdym podejściu. Uznano, zgodnie z ideą modeli czynnikowych, że reprezentuje on aktywność ekonomiczną zawartą w oryginalnym zbiorze danych.

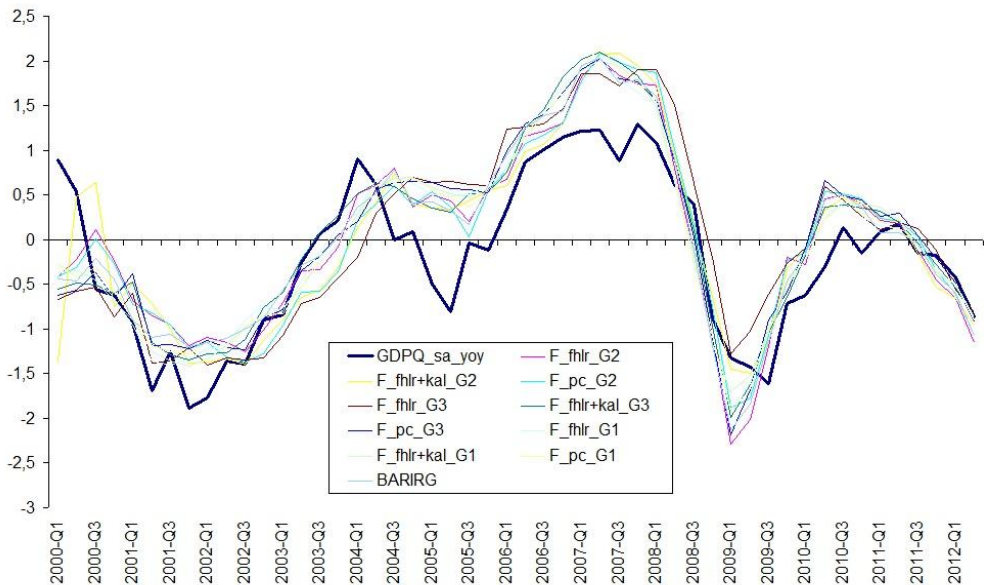
#### 4.1. Zidentyfikowane czynniki wspólne

Stosując trzy różne estymatory: PC, fhlr oraz fhlr+kal dla trzech grup zmiennych, otrzymano 9 alternatywnych wspólnych czynników. Ich zmienność przedstawia rysunek 1. Dla porównania na wykresie przedstawiono nadto szereg dynamiki rocznej (yoy) PKB oraz barometr koniunktury IRG SGH (BARIRG). Oszacowane wspólne czynniki są do siebie bardzo podobne. To pozwala przypuszczać, że wartości współczynnika korelacji będą bardzo wysokie. Co więcej, można stwierdzić, że zmienność szeregu BARIRG jest w dużym stopniu zbliżona do zmienności czynników.

#### 4.2. Porównanie z PKB

Do porównania otrzymanych czynników wspólnych oraz barometru IRG SGH z roczną dynamiką PKB wykorzystano miary korelacji, koherencji i przesunięcia fazowego (tabela 1). Najwyższy współczynnik korelacji jednoczesnej zidentyfikowano dla wskaźnika  $F\_fhlr + kal\_G3$ , zbudowanego z najwęższego zbioru danych (tj. z sektorowych wskaźników koniunktury), oszacowanego metodą fhlr+kal; wyniósł on 0,87 i był jednocześnie najwyższy spośród współczynników korelacji krzyżowych. W tym przypadku uzyskano również najwyższy współczynnik koherencji (0,84). Kolejne największe wartości współczynnika korelacji jednoczesnej, 0,86, osiągnęły czynniki  $F\_fhlr\_G1$  oraz  $F\_fhlr + kal\_G1$ , czyli czynniki oparte na najszerszym zestawie danych. Jednak, co jest istotne, wielkości

te są tylko nieznacznie wyższe od współczynnika korelacji jednoczesnej, obliczonego dla barometru IRG SGH (BARIRG), wynoszącego 0,85.



Rysunek 1. Oszacowane wspólne czynniki.

Źródło: opracowanie własne.

Ogólnie rzecz biorąc, w przypadku wszystkich oszacowanych czynników wspólnych uzyskano wysokie miary zbieżności wahań; najniższy współczynnik korelacji jednoczesnej i krzyżowej wyniósł 0,8 (dla czynnika  $F\_fhlr\_G3$ ), a najniższy współczynnik koherencji wyniósł 0,72 (również dla tego czynnika). Analiza spektralna wskazuje, że oszacowane czynniki, jak również barometr IRG SGH, są wskaźnikami równoległymi względem PKB; przesunięcie fazowe było niewielkie i sięgało od -0,07 kwartału do +0,04 kwartału. Analiza korelacji krzyżowych wprawdzie wskazała na wyprzedzający charakter barometru IRG SGH i czynnika  $F\_fhlr\_G1$  (o 1 kwartał), jednak maksymalne współczynniki korelacji są bagatelnie większe od współczynników korelacji jednoczesnych.

W tabelach 2 i 3 przedstawiono analizę punktów zwrotnych poszczególnych zmiennych na tle punktów zwrotnych zidentyfikowanych w przebiegu cyklu rocznych stóp wzrostu. Tabela 4 zawiera charakterystyki długości trwania faz i cykli.

Tabela 1. Miary podobieństwa ze zmienną referencyjną GDPQ\_sa\_yoy

Zmienna	koherencja 2Y-8Y	przesunięcie fazowe 2Y-8Y	korelacja krzyżowa		
			$r_0$	$r_{max}$	$t_{max}$
<i>BARIRG</i>	0,82	-0,06	0,85	0,85	-1
<i>F_fhlr_G1</i>	0,83	-0,07	0,86	0,87	-1
<i>F_fhlr_G2</i>	0,80	-0,03	0,84	0,84	0
<i>F_fhlr_G3</i>	0,72	0,02	0,80	0,80	0
<i>F_fhlr+kal_G1</i>	0,82	-0,06	0,86	0,86	0
<i>F_fhlr+kal_G2</i>	0,78	0,04	0,80	0,83	1
<i>F_fhlr+kal_G3</i>	0,84	-0,06	0,87	0,87	0
<i>F_pc_G1</i>	0,81	-0,05	0,85	0,85	0
<i>F_pc_G2</i>	0,79	0,01	0,83	0,83	0
<i>F_pc_G3</i>	0,79	-0,06	0,83	0,83	0

Uwagi: -/+ - wyprzedzenie (opóźnienie) względem zmiennej referencyjnej w kwartałach; 2Y-8Y – miary spektralne oszacowano w paśmie wahań o okresie od 2 do 8 lat;  $t_{max}$  – wyprzedzenie (opóźnienie) w kwartałach dla maksymalnego współczynnika korelacji krzyżowej ( $r_{max}$ ).

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 2. Analiza punktów zwrotnych – wyprzedzenia/opóźnienia względem zmiennej referencyjnej GDPQ\_sa\_yoy

Zmienna referencyjna	T	P	T	P	T	P	dodatkowe punkty zwrotne w przebiegu danej zmiennej
	Q4-2001	Q1-2004	Q2-2005	Q4-2007	Q3-2009	Q2-2011	
<i>BARIRG</i>	0	-	-	-2	-2	-3	1
<i>F_fhlr_G1</i>	-1	-	-	-2	-2	-3	0
<i>F_fhlr_G2</i>	3	-	-	-2	-2	-3	1
<i>F_fhlr_G3</i>	1	-	-	0	-2	-4	1
<i>F_fhlr+kal_G1</i>	0	-	-	-2	-2	-3	0
<i>F_fhlr+kal_G2</i>	3	-	-	-1	-1	-3	1
<i>F_fhlr+kal_G3</i>	-	1	0	-2	-2	-3	0
<i>F_pc_G1</i>	0	-	-	-2	-2	-3	0
<i>F_pc_G2</i>	3	-	-	-2	-2	-4	1
<i>F_pc_G3</i>	3	-	-	-2	-2	-4	1

Uwaga: -/+ - wyprzedzenie (opóźnienie) względem zmiennej referencyjnej w kwartałach; T – dolny punkt zwrotny, P – górny punkt zwrotny.

Źródło: obliczenia własne.



Tabela 3. Analiza punktów zwrotnych – średnie wyprzedzenia/opóźnienia względem zmiennej referencyjnej GDPQ\_sa\_yoy

Zmienna	Średnia arytmetyczna			Mediana		
	P	T	wszystkie punkty zwrotne	P	T	wszystkie punkty zwrotne
<i>BARIRG</i>	-2,5	-1	-1,75	-2,5	-1	-2
<i>F_fhlr_G1</i>	-2,5	-1,5	-2	-2,5	-1,5	-2
<i>F_fhlr_G2</i>	-2,5	0,5	-1	-2,5	0,5	-2
<i>F_fhlr_G3</i>	-2	-0,5	-1,25	-2	-0,5	-1
<i>F_fhlr+kal_G1</i>	-2,5	-1	-1,75	-2,5	-1	-2
<i>F_fhlr+kal_G2</i>	-2	1	-0,5	-2	1	-1
<i>F_fhlr+kal_G3</i>	-1,33	-1	-1,2	-2,5	-1	-2
<i>F_pc_G1</i>	-2,5	-1	-1,75	-2,5	-1	-2
<i>F_pc_G2</i>	-3	0,5	-1,25	-3	0,5	-2
<i>F_pc_G3</i>	-3	0,5	-1,25	-3	0,5	-2

Uwaga: -/+ - wyprzedzenie (opóźnienie) względem zmiennej referencyjnej w kwartałach; T – dolny punkt zwrotny, P – górny punkt zwrotny.

Źródło: obliczenia własne.

Tabela 4. Długość trwania faz i cykli względem zmiennej referencyjnej GDPQ\_sa\_yoy (w kwartałach)

	P-T	P-P	T-P	T-T
zmienna referencyjna	6	14	8,67	15
<i>BARIRG</i>	6	19,5	14	29
<i>F_fhlr_G1</i>	7	13	14,5	30
<i>F_fhlr_G2</i>	7,5	19,5	12,5	26
<i>F_fhlr_G3</i>	5,5	19	14	28
<i>F_fhlr+kal_G1</i>	7	13	14	29
<i>F_fhlr+kal_G2</i>	7,5	19,5	12,5	27
<i>F_fhlr+kal_G3</i>	5,5	12	7	15
<i>F_pc_G1</i>	7	13	14	29
<i>F_pc_G2</i>	7,5	19	12	26
<i>F_pc_G3</i>	7,5	19	12	26

Źródło: obliczenia własne.

W analizowanej próbie, tj. od I kwartału 2000 r. do II kwartału 2012 r., zidentyfikowano 5 punktów zwrotnych w przebiegu rocznej stopy zmian PKB i dwa pełne cykle. Pierwszy cykl (wyznaczony między dolnymi punktami zwrotnymi) w latach 2001-2005 (2001Q4 – 2004Q1 – 2005Q2) związany jest z tzw. bumem przedakcesyjnym. Drugi cykl (2005Q2 – 2007Q4 – 2009Q3) obejmuje globalny kryzys finansowy, kiedy to od końca 2007 r. obserwowaliśmy spowalnianie tempa wzrostu PKB, a najniższy jego poziom osiągnęliśmy w III kw. 2009 r. Od tej chwili obserwowaliśmy fazę przyspieszenia tempa wzrostu PKB, jednak od II kw. 2011 r. polska gospodarka zaczęła odczuwać efekty drugiej fali kryzysu, tj. kryzysu fiskalnego w strefie euro. Do końca próby (2012Q2) nie zidentyfikowano końca fazy spadkowej.

Analiza wykresów (w załączniku) z poszczególnymi czynnikami wspólnymi i barometrem IRG SGH pokazuje, że wskaźniki te względnie dobrze odwzorowują wahania cykliczne rocznej stopy wzrostu PKB, szczególnie od chwili kryzysu finansowego zapoczątkowanego w 2007 r. Wykresy, jak i wyniki w tabeli 2, pokazują, że jedynie w przebiegu czynnika  $F\_fhlr + kal\_G3$  zidentyfikowano cykl związany z bumem przedakcesyjnym. Jakkolwiek, co jest widoczne na wykresach pozostałych zmiennych, można zaobserwować spadki ich wartości w tym okresie, to formalnie faza spadkowa nie została zdiagnozowana. Zauważalne jest względnie duże wyprzedzenie ostatnich trzech punktów zwrotnych w przebiegu stopy wzrostu PKB; w większości przypadków wyniosło ono ok. 2 kwartałów (w 2007Q4 i 2009Q3) i 3 kwartały w ostatnim zwrocie koniunktury. Czynniki wspólne  $F\_fhlr\_G3$  sygnalizował drugą falę spowolnienia nawet z rocznym wyprzedzeniem. Analiza punktów zwrotnych ukazuje więc bardzo zróżnicowany profil sygnalizacji punktów zwrotnych w przebiegu zmiennej referencyjnej. W latach 2000-2007 badania koniunktury IRG SGH z opóźnieniem bądź w ogóle nie sygnalizowały punktów zwrotnych w przebiegu stopy wzrostu PKB. Od 2007 r. wskaźniki te charakteryzują silnymi właściwościami wyprzedzającymi, z brakiem wskazań na którykolwiek (wszystkie, łącznie z dotychczasowym barometrem, charakteryzują się podobnymi właściwościami wyprzedzającymi, na gruncie analizy punktów zwrotnych). Nieznacznie wyróżnia się czynnik  $F\_fhlr + kal\_G3$ , który jako jedyny sygnalizował bum przedakcesyjny i zarazem osiągnął najwyższe współczynniki korelacji i koherencji. Różnice nie są jednak znaczące. Otrzymane wyniki wskazują na niewielki zysk z zastosowania dynamicznych modeli czynnikowych. Warto ponadto zauważyć, że porównanie czynników oszacowanych metodami statyczną i dynamiczną

nie ujawniło przeważających korzyści z zastosowania tej drugiej. Współczynniki korelacji jak i zmienność obserwowana na rysunku są bardzo zbliżone.

## **5. Podsumowanie**

Celem pracy było przedstawienie metody budowy syntetycznych wskaźników aktywności ekonomicznej za pomocą modeli czynnikowych. Badanie przeprowadzono na danych pochodzących z testów koniunktury IRG SGH. Do estymacji wybrano trzy grupy zmiennych zawierających: wszystkie zmienne, pojedyncze zmienne (salda) tworzące barometr IRG SGH oraz zagregowane wskaźniki dla poszczególnych sektorów. Estymacje przeprowadzono metodą głównych składowych estymatora fhlr oraz jego rozszerzenia o filtr Kalmana (fhlr+kal). Badanie przeprowadzone na danych ankietowych pokazało, że analizowana metoda budowy wskaźników aktywności ekonomicznej z użyciem modeli DFM nieznacznie poprawia oszacowanie indykatora zmiennej referencyjnej (PKB). Podobne wyniki otrzymał Marcellino (2006).

Problem wymaga dalszych analiz które mogą poprawić jakość otrzymywanych wskaźników aktywności gospodarczej. Należy zaznaczyć, że jest to pierwsza próba wykorzystania modeli czynnikowych do oszacowania syntetycznego wskaźnika aktywności ekonomicznej z wykorzystaniem danych IRG SGH. Autorzy przewidują prowadzenie dalszych prac w tym zakresie. Możliwe kierunki dalszych badań to:

- uwzględnienie pierwszych  $r$  wspólnych czynników,
- zastosowanie estymatora bayesowskiego
- uwzględnienie różnic w czasie publikacji wskaźników koniunktury IRG SGH dla poszczególnych sektorów,
- rekursywna analiza właściwości prognostycznych oszacowanych czynników z uwzględnieniem danych dostępnych w czasie rzeczywistym (*real-time forecasting*).

## **Literatura**

- Bai J., Ng S., *Determining the number of factors in approximate factor models*, „Econometrica”, vol. 70, nr 1, 2002, s. 191-221
- Bry G., Boschan C., *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, National Bureau of Economic Research, Nowy Jork 1971

- Doz C., Giannone D., Reichlin L., *A two-step estimator for large approximate dynamic factor models based on Kalman filtering*, „Journal of Econometrics”, vol. 164, nr 1, 2011, s. 188-205
- Forni M., Altissimo F., Cristadoro R., Lippi M., Veronese G., *New Eurocoin: Tracking economic growth in real time*, Technical report, University of Modena and Reggio Emilia, 2008
- Forni M., Hallin M., Lippi M., Reichlin L., *The generalized dynamic factor model: Identification and estimation*, Technical report, C.E.P.R. Discussion Papers, 1999
- Forni M., Hallin M., Lippi M., Reichlin L., *The generalized dynamic factor model: One-sided estimation and forecasting*, CEPR Discussion Papers, nr 3432, 2002
- Gayer C., Genet J., *Using factor models to construct composite indicators from BCS data. A comparison with European Commission confidence indicators*, European Economy - Economic Papers, nr 240, KE, Bruksela 2006
- Hallin M., Liska R., *Determining the number of factors in the general dynamic factor model*, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 102, 2007, s. 603-617
- Klimkowska J., *Koniunktura w gospodarce polskiej w I półroczu 2004 r.*, „Zeszyty Koniunktury Gospodarki Polskiej”, nr 20, 2004
- Komisja Europejska, *Business climate indicator for the Euro Area*, Bruksela 2000
- Komisja Europejska, *The joint harmonised EU programme of business and consumer surveys. User guide*, Technical report, ECFIN, Bruksela 2007
- Talaga L., Zieliński Z., *Analiza spektralna w modelowaniu ekonometrycznym*. PWN, Warszawa 1986
- Marcellino M., *Dynamic factor models for survey-based confidence indicators*, 2006
- Matkowski Z., (1999). *Barometry koniunktury dla gospodarki Polski*. „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, 64, SGH, Warszawa
- Matkowski Z., *Badania gospodarki polskiej, stan bieżący i perspektywy rozwoju*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 72, SGH, Warszawa 2002 (a)
- Matkowski Z., *Wskaźniki klimatu gospodarczego jako narzędzie oceny stanu gospodarki*, „Ekonomista”, 1, 2002 (b)

- Matkowski Z., *Composite indicators of business activity for macroeconomic analysis*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 74, SGH, Warszawa 2004
- Priestley M. B., *Spectral analysis and time series*, Academic Press, 1989
- Skrzypczyński P., *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, „Materiały i Studia NBP”, 252, Warszawa 2010
- Stanek K., *Koncepcja barometru gospodarczego koniunktury. Badania koniunktury gospodarki Polski*, SGH, Warszawa 1993
- Stanek K., *Wybrane metody badania kondycji polskiej gospodarki za pomocą syntetycznych wskaźników koniunktury gospodarczej*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 65, SGH, Warszawa 1999
- Stock J. H., Watson M. W., *Forecasting using principal components from a large number of predictors*, „Journal of the American Statistical Association”, vol. 97, 2002, s. 1167-1179
- Stock J. H., Watson M. W., *Dynamic factor models*, w: *Oxford handbook of economic forecasting*, pr. zb. pod red. M. P. Clementsa i D. F. Hendry’ego, Oxford University Press, 2010
- Strigel W., *Die Konjunkturumfragen des Ifo Institut für Wirtschaftsforschung*, „Allgemeines Statistisches Archiv”, nr 2, 1965

## Załączniki

## Załącznik 1. Zmienne

Tabela 5. Lista badanych zmiennych

Kod	Nazwa	Grupa		
		G1	G2	G3
<b>Rolnictwo</b>				
AGR.F	Wskaźnik koniunktury w rolnictwie	-	-	x
AGR.Q1.S	Przychody pieniężne - stan	x	x	-
AGR.Q1.F	Przychody pieniężne - prognoza	x	x	-
AGR.Q2.S	Oszczędności - stan	x	-	-
AGR.Q2.F	Oszczędności - prognoza	x	-	-
AGR.Q3.S	Zadłużenie - stan	x	-	-
AGR.Q3.F	Zadłużenie - prognoza	x	-	-
AGR.Q4.S	Zakupy nawozów	x	-	-
AGR.Q5.S	Zakupy pasz	x	-	-
AGR.Q6.S	Zakupy środków ochrony roślin	x	-	-
<b>Banki</b>				
BAN.S	Wskaźnik koniunktury w bankowości	-	-	x
BAN.Q1.S	Wynik z działalności bankowej - stan	x	x	-
BAN.Q1.F1	Wynik z działalności bankowej -prognoza	x	x	-
BAN.Q2.S	Warunki prowadzenia działalności bankowej - stan	x	-	-
BAN.Q2.F1	Warunki prowadzenia działalności bankowej -prognoza	x	-	-
BAN.Q3.S	Wielkość zysku wypracowanego - stan	x	x	-
BAN.Q3.F1	Wielkość zysku wypracowanego - prognoza	x	x	-
BAN.Q4.S	Jakość portfela należności - stan	x	-	-
BAN.Q4.F1	Jakość portfela należności -prognoza	x	-	-
BAN.Q5.S	Ogólne zainteresowanie klientów usługami bankowymi - stan	x	-	-
BAN.Q5.F1	Ogólne zainteresowanie klientów usługami bankowymi -prognoza	x	-	-
BAN.Q6.S	Poziom zatrudnienia - stan	x	x	-
BAN.Q6.F1	Poziom zatrudnienia -prognoza	x	x	-
BAN.Q8.S	Wydatki i inwestycje w środki trwałe - stan	x	-	-
BAN.Q8.F1	Wydatki i inwestycje w środki trwałe - prognoza	x	-	-
BAN.Q9.S	Inwestycje kapitałowe - stan	x	-	-
BAN.Q9.F1	Inwestycje kapitałowe -prognoza	x	-	-
BAN.Q10.S	Liczba klientów indywidualnych (osób	x	-	-

	fizycznych) - stan			
BAN.Q10.F1	Liczba klientów indywidualnych (osób fizycznych) -prognoza	x	-	-
BAN.Q11.S	Liczba klientów instytucjonalnych - stan	x	-	-
BAN.Q11.F1	Liczba klientów instytucjonalnych - prognoza	x	-	-
BAN.Q12.S	Aktywność w operacjach pozabilansowych - stan	x	-	-
BAN.Q12.F1	Aktywność w operacjach pozabilansowych -prognoza	x	-	-
BAN.Q13.S	Różnica (rozstęp) między oprocentowaniem kredytów i depozytów - stan	x	-	-
BAN.Q13.F1	Różnica (rozstęp) między oprocentowaniem kredytów i depozytów -prognoza	x	-	-
BAN.Q14.S	Ogólna sytuacja polskiej gospodarki - stan (niezależnie od sytuacji sektora i Państwa banku)	x	-	-
BAN.Q14.F1	Ogólna sytuacja polskiej gospodarki - prognoza (niezależnie od sytuacji sektora i Państwa banku)	x	-	-
BAN.Q15.S	Ogólna sytuacja sektora finansowego na tle polskiej gospodarki - stan	x	-	-
BAN.Q15.F1	Ogólna sytuacja sektora finansowego na tle polskiej gospodarki -prognoza	x	-	-
BAN.Q16.F1	Kurs PLN względem parytetu (koszyka walut) - stan	x	-	-
BAN.Q16.F2	Kurs PLN względem parytetu (koszyka walut) -prognoza	x	-	-
BAN.Q17.F1	Stopy procentowe NBP (ogólna tendencja) - stan	x	-	-
BAN.Q17.F2	Stopy procentowe NBP (ogólna tendencja) -prognoza	x	-	-
BAN.Q18.F1	Wynik na operacjach reverse-repo - stan (pomniejszony o repo)	x	-	-
BAN.Q18.F2	Wynik na operacjach reverse-repo - prognoza (pomniejszony o repo)	x	-	-
BAN.Q19.F1	Realna podaż pieniądza - stan	x	-	-
BAN.Q19.F2	Realna podaż pieniądza -prognoza	x	-	-
BAN.Q20.F1	Poziom inflacji - stan	x	-	-
BAN.Q20.F2	Poziom inflacji -prognoza	x	-	-

Budownictwo				
CON.F	Wskaźnik koniunktury w budownictwie	-	-	X
CON.Q1.S	Wielkość produkcji - stan	X	-	-
CON.Q1.F	Wielkość produkcji - prognoza	X	-	-
CON.Q2.S	Poziom zatrudnienia - stan	X	-	-
CON.Q2.F	Poziom zatrudnienia - prognoza	X	X	-
CON.Q3.S	Ceny świadczonych usług - stan	X	-	-
CON.Q3.F	Ceny świadczonych usług - prognoza	X	-	-
CON.Q4.S	Portfel zamówień ogółem - stan	X	-	-
CON.Q4.F	Portfel zamówień ogółem - prognoza	X	-	-
CON.Q5.S	Portfel zamówień eksportowych - stan	X	-	-
CON.Q5.F	Portfel zamówień eksportowych - prognoza	X	-	-
CON.Q6.S	Sytuacja finansowa - stan	X	-	-
CON.Q6.F	Sytuacja finansowa - prognoza	X	-	-
CON.Q7.S	Stopień wykorzystania mocy - stan	X	-	-
CON.Q7.F	Stopień wykorzystania mocy - prognoza	X	-	-
CON.Q8.S	Środki przeznaczone na inwestycje - stan	X	-	-
CON.Q8.F	Środki przeznaczone na inwestycje - prognoza	X	-	-
CON.Q10.S	Ogólnie sytuacja gospodarki - stan	X	-	-
CON.Q10.F	Ogólnie sytuacja gospodarki - prognoza	X	-	-
CON.Q11.S	Ogólna sytuacja budownictwa - stan	X	-	-
CON.Q11.F	Ogólna sytuacja budownictwa - prognoza	X	-	-
CON.Qx1.S	Portfel zamówień krajowych - stan	X	X	-
CON.Qx1.F	Portfel zamówień krajowych - prognoza	X	-	-
Przemysł				
IND.F	Wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym	-	-	X
IND.Q1.S	Produkcja - stan	X	X	-
IND.Q1.F	Produkcja - prognoza	X	X	-
IND.Q2.S	Zamówienia - stan	X	-	-
IND.Q2.F	Zamówienia - prognoza	X	-	-
IND.Q3.S	Zamówienia eksportowe - stan	X	-	-
IND.Q3.F	Zamówienia eksportowe - prognoza	X	-	-
IND.Q4.S	Zapasy wyrobów gotowych - stan	X	-	-
IND.Q4.F	Zapasy wyrobów gotowych - prognoza	X	-	-
IND.Q5.S	Ceny - stan	X	-	-
IND.Q5.F	Ceny - prognoza	X	-	-
IND.Q6.S	Zatrudnienie - stan	X	-	-
IND.Q6.F	Zatrudnienie - prognoza	X	-	-
IND.Q7.S	Sytuacja finansowa - stan	X	-	-
IND.Q7.F	Sytuacja finansowa - prognoza	X	-	-
IND.Q8.S	Ogólna sytuacja gospodarki - stan	X	-	-
IND.Q8.F	Ogólna sytuacja gospodarki - prognoza	X	-	-
Kondycja gospodarstw domowych				



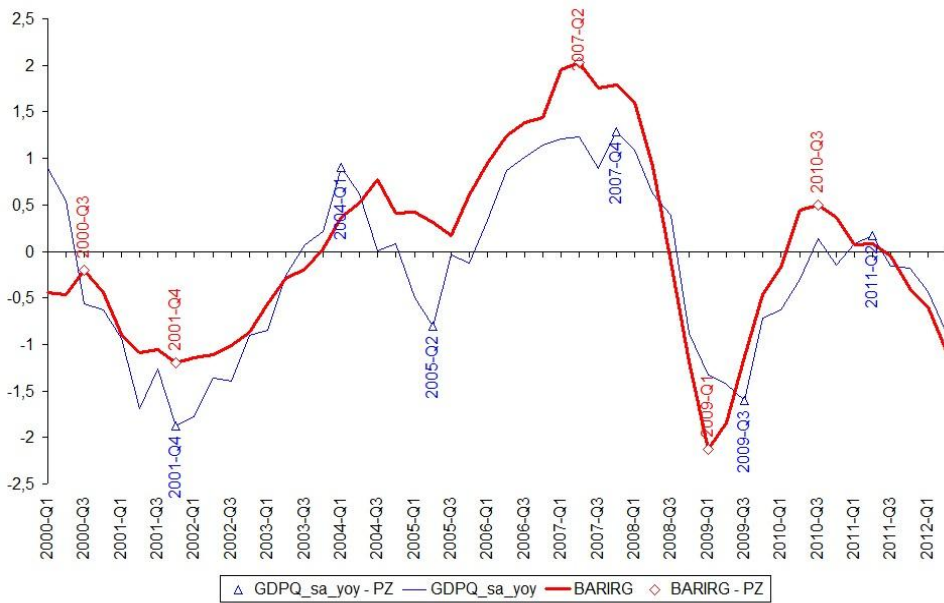
KGD.F	Wskaźnik kondycji gospodarstw domowych	-	-	x
KGD.Q1.S	Sytuacja finansowa - stan	x	-	-
KGD.Q2.F	Sytuacja finansowa - prognoza	x	x	-
KGD.Q3.S	Ogólna sytuacja gospodarcza - stan	x	-	-
KGD.Q4.F	Ogólna sytuacja gospodarcza - prognoza	x	x	-
KGD.Q5.S	Poziom cen - stan	x	-	-
KGD.Q6.F	Inflacja - prognoza	x	-	-
KGD.Q7.F	Poziom bezrobocia - prognoza	x	x	-
KGD.Q8.S	Zakupy dóbr trwałego użytku - stan	x	-	-
KGD.Q9.F	Zakupy dóbr trwałego użytku - prognoza	x	-	-
KGD.Q10.S	Skłonność do oszczędzania - stan	x	-	-
KGD.Q11.F	Skłonność do oszczędzania - prognoza	x	x	-
KGD.Q12.S	Kondycja finansowa - stan	x	-	-
KGD.Q13.F	Zakup samochodu - prognoza	x	-	-
KGD.Q14.F	Zakup mieszkania, domu - prognoza	x	-	-
KGD.Q15.F	Remont mieszkania, domu - prognoza	x	-	-
Transport				
WKT.F	Wskaźnik koniunktury w ciężarowym transporcie samochodowym (krajowy)	-	-	x
TRANS.Q1.S	Ogólna sytuacja przedsiębiorstw transportu samochodowego prowadzących działalność transportową - stan	x	-	-
TRANS.Q1.F	Ogólna sytuacja przedsiębiorstw transportu samochodowego prowadzących działalność transportową - prognoza	x	-	-
TRANS.Q2.S	Sytuacja finansowa przedsiębiorstw transportu samochodowego prowadzących przewozy ładunków - stan	x	-	-
TRANS.Q2.F	Sytuacja finansowa przedsiębiorstw transportu samochodowego prowadzących przewozy ładunków - prognoza	x	-	-
TRANS.Q3.S	Zadłużenie przedsiębiorstw transportu samochodowego - stan	x	-	-
TRANS.Q3.F	Zadłużenie przedsiębiorstw transportu samochodowego - prognoza	x	-	-
TRANS.Q4.S	Opóźnienia w regulowaniu należności przez klientów - stan	x	-	-
TRANS.Q4.F	Opóźnienia w regulowaniu należności przez klientów - prognoza	x	-	-
TRANS.Q5.S	Przewóz ładunków w samochodowym transporcie krajowym - stan	x	x	-
TRANS.Q5.F	Przewóz ładunków w samochodowym	x	x	-

	transporcie krajowym - prognoza			
TRANS.Q6.S	Przewóz ładunków w samochodowym transporcie międzynarodowym - stan	x	-	-
TRANS.Q6.F	Przewóz ładunków w samochodowym transporcie międzynarodowym - prognoza	x	-	-
TRANS.Q7.S	Liczba samochodów ciężarowych zatrudnionych w przewozach ładunków - stan	x	-	-
TRANS.Q7.F	Liczba samochodów ciężarowych zatrudnionych w przewozach ładunków - prognoza	x	-	-
TRANS.Q8.S	Działalność inwestycyjna - stan	x	-	-
TRANS.Q8.F	Działalność inwestycyjna - prognoza	x	-	-
TRANS.Q9.S	Zakup ciężarowego taboru samochodowego - stan	x	-	-
TRANS.Q9.F	Zakup ciężarowego taboru samochodowego - prognoza	x	-	-
TRANS.Q10.S	Zatrudnienie w przedsiębiorstwach transportowych - stan	x	-	-
TRANS.Q10.F	Zatrudnienie w przedsiębiorstwach transportowych - prognoza	x	-	-
TRANS.Q11.S	Poziom cen za usługi transportowe w przewozach ładunków - stan	x	-	-
TRANS.Q11.F	Poziom cen za usługi transportowe w przewozach ładunków - prognoza	x	-	-
TRANS.Q12.S	Konkurencja w międzynarodowych przewozach ładunków - stan	x	-	-
TRANS.Q12.F	Konkurencja w międzynarodowych przewozach ładunków - prognoza	x	-	-
<b>Handel</b>				
TRD.F	Wskaźnik koniunktury w handlu	-	-	x
TRD.Q1.S	Sytuacja przedsiębiorstwa stan	x	-	-
TRD.Q1.F	Sytuacja przedsiębiorstwa prognoza	x	-	-
TRD.Q2.S	Sytuacja finansowa przedsiębiorstwa - stan	x	-	-
TRD.Q2.F	Sytuacja finansowa przedsiębiorstwa - prognoza	x	-	-
TRD.Q3.S	Zapasy - stan	x	x	-
TRD.Q3.F	Zapasy - prognoza	x	-	-
TRD.Q3a.S	Zapasy są obecnie - stan	x	-	-
TRD.Q4.S	Zakupy produktów krajowych - stan	x	-	-
TRD.Q4.F	Zakupy produktów krajowych - prognoza	x	x	-
TRD.Q5.S	Zakupy produktów zagranicznych - stan	x	-	-

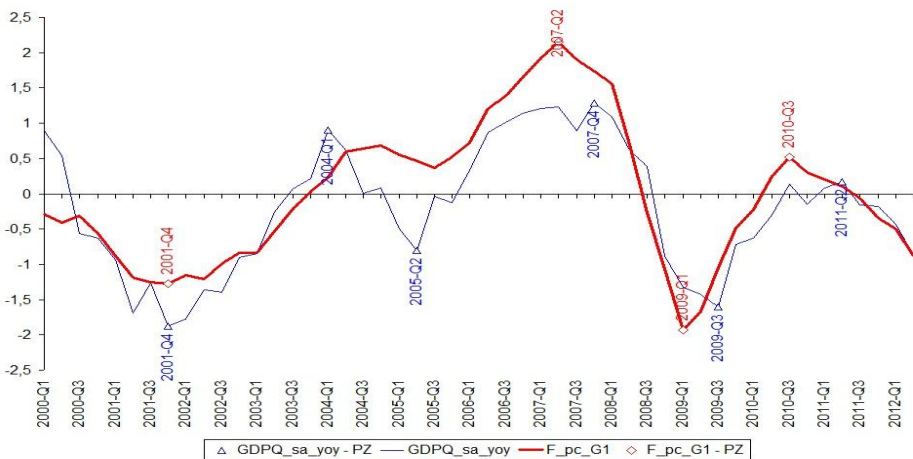
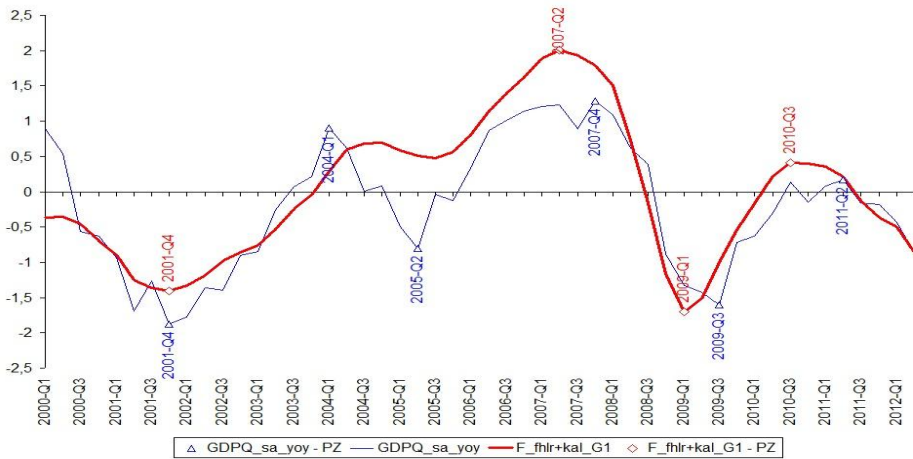
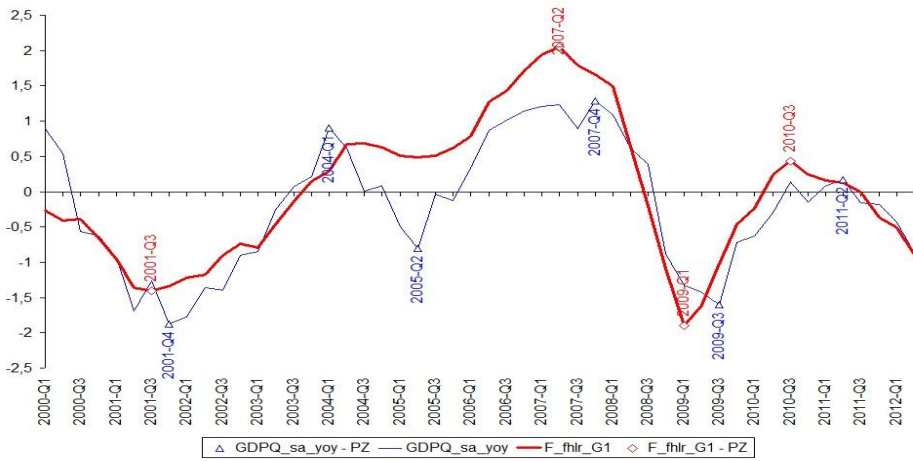
TRD.Q5.F	Zakupy produktów zagranicznych - prognoza	x	x	-
TRD.Q6.S	Zatrudnienie w przedsiębiorstwie - stan	x	-	-
TRD.Q6.F	Zatrudnienie w przedsiębiorstwie - prognoza	x	-	-
TRD.Q8.S	Konkurencja dla przedsiębiorstwa - stan	x	-	-
TRD.Q8.F	Konkurencja dla przedsiębiorstwa - prognoza	x	-	-
TRD.Q9.S	Ilość towarów sprzedanych przez przedsiębiorstwo - stan	x	-	-
TRD.Q9.F	Ilość towarów sprzedanych przez przedsiębiorstwo - prognoza	x	x	-
TRD.Q10.S	Powierzchnia magazynowa - stan	x	-	-
TRD.Q10.F	Powierzchnia magazynowa - prognoza	x	-	-
TRD.Q11.S	Ogólnie rzecz biorąc kondycja przedsiębiorstwa - stan	x	-	-
TRD.Q11.F	Ogólnie rzecz biorąc kondycja przedsiębiorstwa - prognoza	x	-	-

Źródło: opracowanie własne.

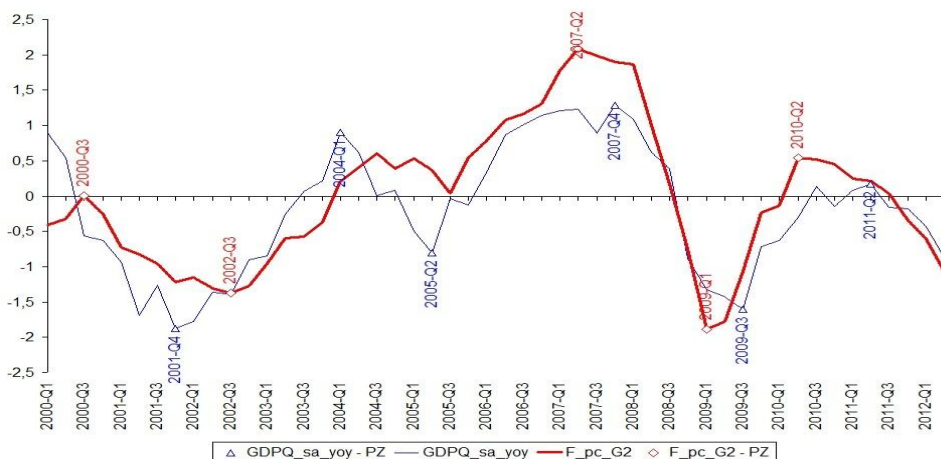
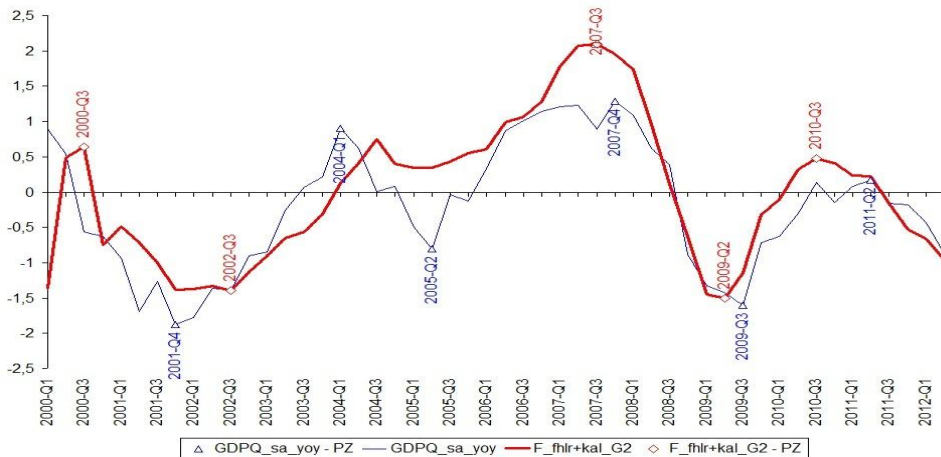
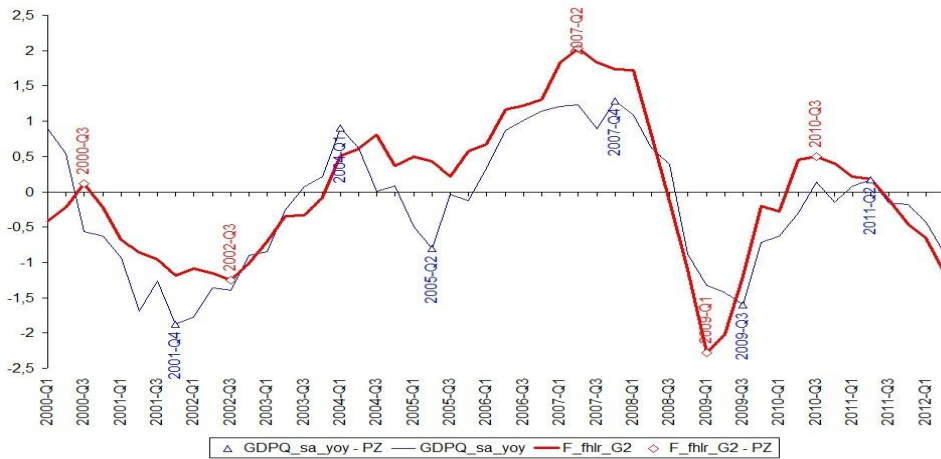
## Załącznik 2. Wykresy



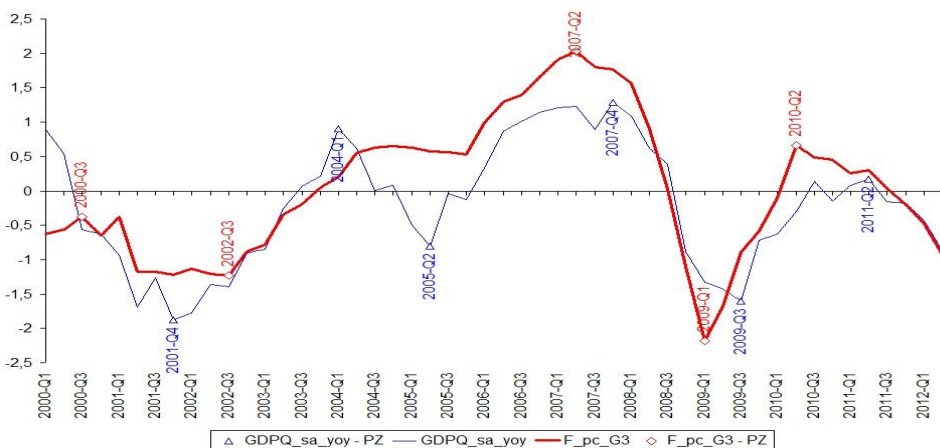
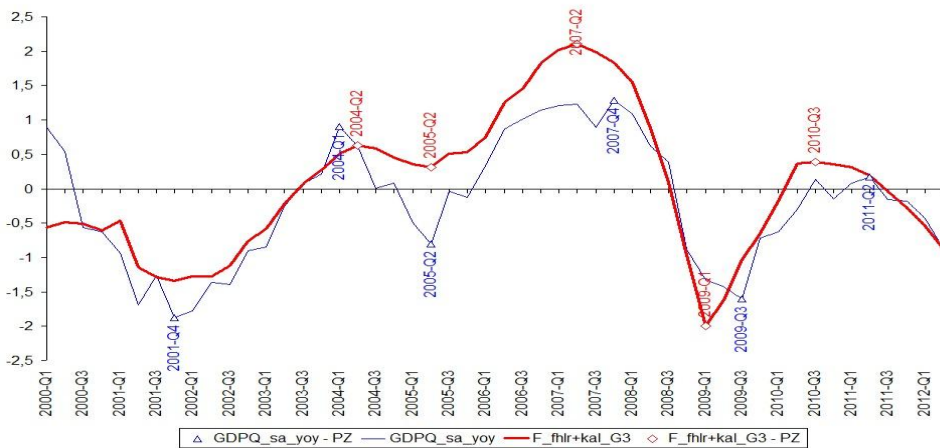
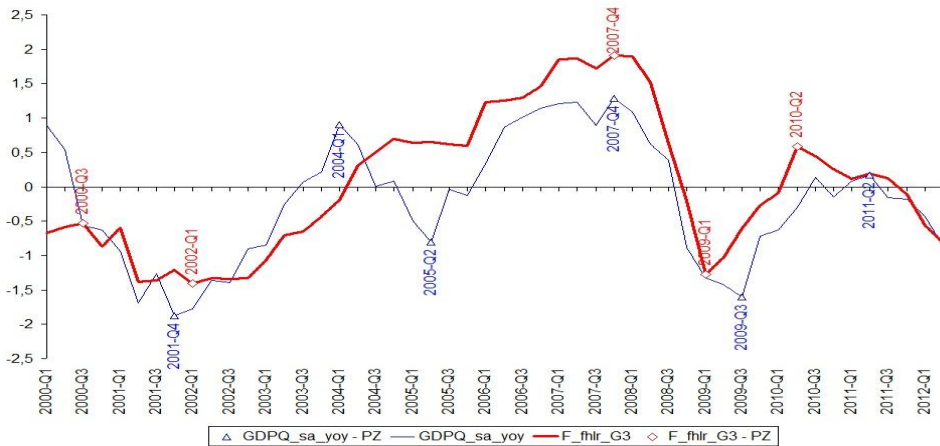
Rysunek 2. Barometr IRG SGH



Rysunek 3. Wspólne czynniki estymowane na podstawie pytań z grupy G1



Rysunek 4. Wspólne czynniki estymowane na podstawie pytań z grupy G2



Rysunek 5. Wspólne czynniki estymowane na podstawie wskaźników z grupy G3