

Badania koniunktury – zwierciadło gospodarki
Część I

Praca zbiorowa pod redakcją
Konrada Walczyka

Rada Programowa:

Maria Drozdowicz-Bieć (przewodnicząca), Joanna Klimkowska (sekretarz)
Marco Malgarini, Gernot Nerb, Ataman Ozyildirim, Janusz Stacewicz, István János Tóth

Komitet Redakcyjny:

Elżbieta Adamowicz (Redaktor Naczelny)
Konrad Walczyk (Sekretarz)

Artykuły zawarte w publikacji zostały zrecenzowane zgodnie z wytycznymi MNiSW

Wydanie publikacji finansowe ze środków sponsorskich:

Fundacji BRE BANKU i firmy EDF oraz Badań Statutowych KAE SGH

©Copyright by Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Warszawa 2012

Wydawnictwa Instytutu Rozwoju Gospodarczego
02- 521 Warszawa, ul. Rakowiecka 22
<http://www.sgh.waw.pl/instituty/irg/publikacje/pimirg/>

Wydanie I

Wersja papierowa czasopisma jest wersją pierwotną

ISSN 0866-9503

Szkoła Główna Handlowa w Warszawie – Oficyna Wydawnicza

02-554 Warszawa, al. Niepodległości 164
e-mail:wydawnictwo@sgh.waw.pl, www.sgh.waw.pl/wydawnictwo/

Druk i oprawa
ESUS Drukarnia cyfrowa
61-855 Poznań, ul. Wierzbicice 35
www.esus.pl
Nakład 250 egz.
Zamówienie

Spis treści

Od redakcji.....	5
Rozdział I. Historia badań koniunktury w Polsce	
Badania koniunktury IRG SGH. Historia równoległa.....	9
<i>Małgorzata Kokocińska</i>	
Rozdział II. Zmienność w gospodarce	
Fakty empiryczne w danych jakościowych. Z badań koniunktury IRG SGH.....	39
<i>Elżbieta Adamowicz, Konrad Walczyk</i>	
Koszty w cyklu koniunktury.....	67
<i>Maria Drozdowicz-Bieć</i>	
Zmiany koniunktury a aktywność gospodarstw na rynku usług ubezpieczeniowych.....	97
<i>Józef Garczarczyk, Marek Mocek, Robert Skikiewicz</i>	
Aktywność kredytowa banków w cyklu koniunkturalnym.....	119
<i>Marek Lubiński</i>	
Rozdział III. Metody ilościowe w badaniach koniunktury	
O niektórych pożytkach z danych panelowych w badaniach koniunktury.....	143
<i>Piotr Boguszewski, Katarzyna Puchalska</i>	
Ukryte modele Markowa w analizie wyników testu koniunktury gospodarczej.....	159
<i>Monika Dędyś, Michał Bernardelli</i>	
Zastosowanie modeli czynnikowych do konstrukcji barometru koniunktury na podstawie badań ankietowych.....	183
<i>Sławomir Dudek, Tomasz Zajęc</i>	
Propozycja prostego, wyprzedzającego wskaźnika koniunktury w przemyśle.....	215
<i>Bartosz Olesiński</i>	
Zróźnicowanie odpowiedzi respondentów testu koniunktury w świetle miar entropii.....	229
<i>Emilia Tomczyk</i>	

Contents

Preface.....	5
Part I. History of Business Cycle Research in Poland	
Business Cycle Research of RIED (WSE). Parallel History.....	9
<i>Małgorzata Kokocińska</i>	
Part II. Volatility of Economic Activity	
Stylised Facts in Data out of RIED Business Cycle Research.....	39
<i>Elżbieta Adamowicz, Konrad Walczyk</i>	
Costs in a Business Cycle.....	67
<i>Maria Drozdowicz-Bieć</i>	
Business Cycle Fluctuations and Activity of Households in the Insurance Services Market.....	97
<i>Józef Garczarczyk, Marek Mocek, Robert Skikiewicz</i>	
Banks' Lending Activity During Business Cycles.....	119
<i>Marek Lubiński</i>	
Part III. Quantitative Methods in Business Cycle Research	
On Some Advantages of Panel Data in Business Cycle Research.....	143
<i>Piotr Boguszewski, Katarzyna Puchalska</i>	
Hidden Markov Models in Analysis of Results of Business Tendency Surveys.....	159
<i>Monika Dędyś, Michał Bernardelli</i>	
Using Dynamic Factor Models for Constructing Economic Activity Indicator from Survey Data.....	183
<i>Sławomir Dudek, Tomasz Zajęc</i>	
Proposition of a Simple Leading Industrial Confidence Indicator.....	215
<i>Bartosz Olesiński</i>	
Differentiation of Business Tendency Survey Responses: Application of Measures of Entropy.....	229
<i>Emilia Tomczyk</i>	

Od redakcji

W roku 2012 minęło 40 lat od chwili powstania Instytutu Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej. Dla uczczenia tego jubileuszu, Instytut zaprosił i zebrał w jednym miejscu wszystkich swoich współpracowników i przyjaciół, by wspomnieć minione lata działalności oraz podjąć ocenę stanu i perspektyw badań koniunktury gospodarczej w Polsce. W dniach 6 i 7 grudnia 2012 r. odbyła się w SGH w Warszawie konferencja, której dorobek dokumentują niniejszy i kolejny tom „Prac i Materiałów Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”.

Każdy jubileusz skłania zazwyczaj do wspomniania przeszłości i zadumy nad przyszłością. Instytut Rozwoju Gospodarczego powstał w 1972 r. jako ponadwydziałowa jednostka, której kierunek badawczy ogniskował się wokół szeroko pojętego rozwoju gospodarczego¹. W 1986 r. Instytut podjął regularne badania koniunktury gospodarczej, które prowadzi nieprzerwanie do dziś i które wyznaczają współcześnie zasadniczą oś jego działalności. Badania koniunktury gospodarczej, jak rzadko które, w samej swej istocie łączą przeszłość z przyszłością. Dane w nich gromadzone mówią o tym, jak kształtują się tendencje rozwojowe w gospodarce, i dają tym samym podstawę do formułowania krótkookresowych prognoz. W jubileuszowym wydaniu „PiM IRG SGH” dostajemy tego próbkę w postaci okolicznościowych referatów. Zdaniem ich recenzenta, „wskazują [one] na kilka czynników, które mają szerszy wymiar dla przyszłego rozwoju instytucji i ośrodków naukowych w Polsce, ponieważ opisywany i penetrowany obszar badań jednoznacznie przedstawia niewyobrażalny postęp jakościowy, jaki dokonał się w okresie po 1989 roku. W związku z tym można sformułować pytanie, co spowodowało taką zmianę jakościową, że wkład polskich badaczy stał się istotny nie tylko w kraju, ale na arenie europejskich badań koniunktury. Nie pretendując do identyfikacji wszystkich determinant, odwołam się do kilku. Po pierwsze, koncentracja na relatywnie wąskim obszarze badań, a nie pogoń za wszelkimi tematami, które generują przychody i dochodowość instytucji. Po drugie, konsekwentne budowanie własnej bazy danych, nie licząc na to, że luki wypełnią instytucje powołane do tych celów, mające większe zasoby materialne, organizacyjne i finansowe. Po trzecie, nawiązanie współpracy z najlepszymi ośrodkami europejskimi i krajowymi oraz stałe uczestnictwo w selektywnie wybranych konferencjach. Po czwarte, utworzenie

¹ Więcej na ten temat w: Elżbieta Adamowicz, *Dorobek naukowy Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH w latach 1993-2007*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 81, SGH, Warszawa 2008.

i stymulowanie rozwoju zespołu pracowników z najbardziej utalentowanych jednostek, jakimi dysponuje SGH w tej dziedzinie”. Należałoby jeszcze dodać, że Instytut nie osiągnąłby tego, co przez te 40 lat osiągnął, gdyby nie nadzwyczaj przyjazna atmosfera współpracy, jaką stworzyć może jedynie człowiek obdarzony talentem zjednywania sobie ludzi. Od mniej więcej dziesięciu lat związany jestem z Instytutem i miałem sposobność w tym czasie obserwować, jak jego osiągnięcia biorą się z potencjału kadry własnej, ale i dzięki najbliższemu otoczeniu w obrębie Kolegium Analiz Ekonomicznych – choć nie tylko – wyjątkowego tworu łączącego ludzi różnych dyscyplin i oddanych wspólnym pasjom badawczym, ludzi, których zaangażowanie nie zapłonęłoby bez miękkich zdolności przywódcy.

Ponoć „nasza przeszłość nadaje kształt naszej przyszłości”². Można powiedzieć, że Instytut to środowisko twórcze, które umiejętnie budowano latami. Zapuscili i zapuszczają w nim korzenie ludzie, którzy resorbują z tego podłoża co najcenniejsze, dla pożytku własnego i ogólnego. Chłonąc, co zostawili im starsi, niosą owoc swoich *Lehrjahre* w świat (nauki). To być może największy sukces Instytutu.

Konrad Walczyk

² Antoni Kępiński, *Lęk*, Państwowy Zakład Wydawnictw Lekarskich, Warszawa 1977, s. 21.

Rozdział I

Historia badań koniunktury w Polsce

Badania koniunktury IRG SGH. Historia równoległa

Streszczenie

Upływ czasu związany z wprowadzeniem i rozwinięciem badań koniunktury metodą testu koniunkturalnego w Polsce skłania do syntezy i podsumowania dotychczasowych rezultatów badawczych. Jednocześnie warto przypomnieć historię implementacji tej metody badawczej w warunkach bardzo wczesnej fazy gospodarki rynkowej, zarówno z organizacyjnego jak i badawczego punktu widzenia. Pierwsze doświadczenia sięgają bowiem końca lat 80. ubiegłego wieku. W tym czasie pierwsze eksperymenty z tą nową w warunkach polskiej gospodarki metodą rozpoczęły dwie uczelnie: Szkoła Główna Handlowa i ówczesna Akademia Ekonomiczna w Poznaniu. Jak pokazuje doświadczenie, drogi te okazały się odmienne. Pierwsza, reprezentowana przez Instytut Rozwoju Gospodarczego, prowadziła do powstania i utrzymania ośrodka badawczego z własną bazą danych. Druga, reprezentowana przez Katedrę Mikroekonomii, polegała na przekazaniu własnych doświadczeń Głównemu Urzędowi Statystycznemu i współpracy z tym ośrodkiem.

Artykuł skupia się na historii wprowadzenia badań koniunktury metodą testu koniunkturalnego do GUS, traktując to jako równoległą ścieżkę wobec koncepcji budowania własnego ośrodka badawczego. W końcowej części podkreśla się wady i zalety obu rozwiązań.

Słowa kluczowe: badania koniunktury, metoda testu koniunkturalnego, CIRET, GUS, IRG SGH, historia badań w Polsce

Kod klasyfikacji JEL: B41, C83, E32

[±] Katedra Mikroekonomii, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

Małgorzata Kokocińska[±]

Business Cycle Research of RIED (WSE). Parallel history

Abstract

Time passing associated with the introduction and development of business survey in Poland has led to the synthesis and summary of existing research results. At the same time it is worth recalling the history of the implementation of the business tendency surveys in a very early stage of the market economy, from both an organizational and research points of view. The first experience dates back to the late 80s of the last century. At that time, the first experiments with the new method in conditions of the Polish economy began at two universities: Warsaw School of Economics and University of Economics in Poznań. As the experience shows, these ways turned out to be different. The first, represented by the Research Institute for Economic Development (RIED), led to the creation and maintenance of a research center with its own database. The second, represented by the Microeconomic Department, was to transfer its own experiences to the Central Statistical Office (CSO) and cooperation with it.

The article focuses on the history of the introduction of the business survey method to the Central Statistical Office, treating it as a parallel track to the concept of building its own research center. In the final section the advantages and disadvantages of both ways are presented.

Keywords: business and consumer surveys, CIRET, CSO, RIED WSE, history of research in Poland

JEL classification: B41, C83, E32

[±] Department of Microeconomics, Poznań University of Economics

1. Wprowadzenie

Inspiracją do napisania poniższego tekstu stał się rozwój badań koniunktury gospodarczej w Polsce, a bezpośrednią okazją – jubileusz istnienia Instytutu Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej. Upływ czasu związany z wprowadzeniem i rozwinięciem badań koniunktury metodą testu koniunkturalnego w Polsce skłania do pewnej syntezy, zarówno z organizacyjnego jak i badawczego punktu widzenia. Pierwsze doświadczenia sięgają bowiem końca lat 80-tych ubiegłego wieku. W tym czasie pierwsze eksperymenty z tą nową w warunkach polskiej gospodarki metodą rozpoczęły dwie uczelnie: Szkoła Główna Handlowa i ówczesna Akademia Ekonomiczna w Poznaniu. Drogi rozwijania tej metody przez obie uczelnie były niezależne, ale, jak potwierdziło wieloletnie doświadczenie, podporządkowane idei współpracy w miejsce konkurencji. Model rozwoju tych badań w przypadku IRG SGH był nastawiony na rozwój wewnętrzny, a w przypadku AE w Poznaniu na rozwój zewnętrzny. W wyniku istnienia tych dwóch ścieżek, po 25 latach badania te stanowią flagową specjalność Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH z własną bazą danych, ale równocześnie docenianą część działalności Głównego Urzędu Statystycznego, który wdrożył tę metodę do swojej praktyki, korzystając z dorobku obecnego Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. Artykuł koncentruje się na drugiej z tych ścieżek, wskazując na jej specyficzne uwarunkowania oraz dorobek, nawiązując w końcowej części do wspólnej dla wszystkich badaczy platformy prezentacji wyników badań, jaką tworzą konferencje CIRET (*Centre for International Research on Economic Tendency Surveys*). Jego celem jest próba chronologicznego uporządkowania podejmowanych wyzwań i problemów, na jakie napotkano w trakcie wprowadzenia innowacyjnej metody do kraju będącego na początku transformacji systemowej. Perspektywa historyczna ma bowiem w tym przypadku znaczenie.

2. Jak to się zaczęło

Historia badań koniunktury metodą testu koniunkturalnego, widziana z perspektywy dzisiejszego Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, sięga 1988 roku. Od tego roku prowadzone były kwartalne badania aktywności gospodarczej metodą testu koniunkturalnego w przemyśle przetwórczym przez Katedrę Mikroekonomii ówczesnej Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, pod kierunkiem Marka Rekowskiego. W drugiej połowie lat 80., jeszcze przed przełomem gospodarczym 1989/1990, miały one charakter pilotażowy i ograniczały się do województwa poznańskiego. Odbiorcą tych analiz był Urząd

Wojewódzki w Poznaniu, który wykorzystywał wyniki badań do ocen gospodarczych przekazywanych do jednostek nadrzędnych. Ich wartością poznawczą zainteresował się Departament Analiz Centralnego Urzędu Planowania (CUP) w osobie dyrektora Krzysztofa Lutostańskiego, późniejszego wiceprezesa Głównego Urzędu Statystycznego.

Wzajemne przekonanie do inicjatywy i użyteczności tych badań zaowocowało zorganizowaniem kilku seminariów przez takie instytucje jak: Departament Analiz CUP, Instytut Gospodarki Narodowej, Urząd Wojewódzki w Poznaniu, Zarząd Regionu Wielkopolska NSZZ „Solidarność”, Komitet Badań Naukowych. W pierwszej kolejności przedmiotem tych seminariów była ocena wartości poznawczych jakościowych wskaźników koniunktury (Barczyk, Kalinin i Kokocińska, 1989) oraz ocena samej metody testu koniunkturalnego do badań zmian aktywności gospodarczej przedsiębiorstw (Rekowski, Kalinin i Kokocińska, 1990). Równocześnie podejmowano pierwsze próby bieżących diagnoz i prognoz gospodarczych. Były one odnoszone do sektora małych i średnich przedsiębiorstw (Kokocińska, 1990), do oceny sytuacji ekonomicznej całej gospodarki (Barczyk i Kokocińska, 1991), przemysłu przetwórczego (Kokocińska i Przybylska-Kapuścińska, 1991), a także rynku pracy (Barczyk, Kokocińska i Przybylska-Kapuścińska, 1992). Osobnym nurtem analiz było formułowanie krótkookresowych prognoz w okresie transformacji gospodarczej w kontekście ich użyteczności dla budowy makroekonomicznych modeli. Wiązało się to z uczestnictwem w konferencjach organizowanych przez Instytut Ekonometrii i Statystyki Uniwersytetu Łódzkiego (Kokocińska i Przybylska-Kapuścińska, 1990, 1991, 1992). Intensywna merytoryczna współpraca została także nawiązana z nieistniejącym już dziś Zakładem Badań Statystyczno Ekonomicznych PAN afiliowanym przy GUS.

W tym wczesnym okresie badań miała miejsce pierwsza próba koordynacji badań metodą testu koniunkturalnego w Polsce i głównych ośrodkach europejskich. Pierwsze międzynarodowe warsztaty odbyły się w czerwcu 1991 roku w Monachium. Jego inicjatorem był Ifo (*Institut für Wirtschaftsforschung*) w Monachium oraz OECD, a przedmiotem dyskusji była ocena możliwości prowadzenia w Polsce i innych krajach transformacji – w szerszym zakresie niż dotychczas – badań koniunktury metodą testu koniunkturalnego. W tym samym roku miała miejsce XX konferencja CIRET w Budapeszcie, która odbywała się, podobnie jak seminarium w Monachium, w duchu włączenia krajów wschodzących do systemu badań koniunktury, prowadzonych od lat 50. w krajach rozwiniętych gospodarczo. Głównymi ośrodkami badań koniunktury w tym

czasie, poza Ifo, były również INSEE (*Institut National de la Statistique et des Études Économiques*) w Paryżu oraz ISCO (*Istituto Nazionale per lo Studio della Congiuntura*) w Rzymie.

Przytoczony rozwój wydarzeń, ale także rosnące przekonanie o szczególnym znaczeniu alternatywnych badań gospodarki wobec oficjalnej statystyki państwowej, zapoczątkowały proces rosnącej współpracy i wdrażania tej metody badań przez „zespół poznański” do praktyki GUS. Decyzja ta była podyktowana brakiem warunków technicznych i organizacyjnych dla prowadzenia szeroko zakrojonych badań w ramach struktur uczelnianych. Nie zaprzestano jednak dotychczas prowadzonych badań. Oprócz badań kontynuowanych w cyklu kwartalnym na próbie 600 przedsiębiorstw państwowych, reprezentowanych przez przemysł elektromaszynowy, chemiczny, lekki i spożywczy przez AE w Poznaniu, w połowie 1992 roku równoległe zostały wdrożone do polskiej praktyki statystycznej badania aktywności gospodarczej przemysłu w cyklu miesięcznym, z afiliacją GUS i AE w Poznaniu na próbie 2400 przedsiębiorstw. W wyniku poprzedzającej to wydarzenie kilkuletniej współpracy zostało podpisane porozumienie pomiędzy Głównym Urzędem Statystycznym a Akademią Ekonomiczną w Poznaniu o długofalowej współpracy, w którym stwierdzono między innymi, że wypracowane w wyniku współpracy metody i techniki prowadzenia badań stają się trwałym elementem metodyki badań statystycznych GUS.

3. Pakt z Głównym Urzędem Statystycznym i jego uwarunkowania

Zapoczątkowanie badań przez GUS-AE Poznań wiązało się przede wszystkim z poszerzeniem próby badawczej i możliwością wprowadzenia podziałów przedsiębiorstw według nowych kryteriów. Do takich istotnych kryteriów zaliczono podział gospodarki na sektor prywatny i publiczny, podział przedsiębiorstw według wielkości zatrudnienia oraz podział według rodzajów działalności. W początkowym okresie prowadzono także analizy w podziale terytorialnym na województwa, które ze względu na bardziej priorytetowe inne przekroje badawcze zostały po pewnym czasie zaniechane. Zastosowanie wyżej wymienionych przekrojów badawczych miało podwójne uzasadnienie. Z jednej strony wpisywało się w nurt harmonizacji metody w stosunku do europejskich liderów, z drugiej strony stanowiło punkt odniesienia dla raczkującej dopiero statystyki w warunkach gospodarki rynkowej. Na początku lat 90-tych nawet w krajach wysoko rozwiniętych istniały różnice dotyczące zagadnień merytorycznych

i organizacyjnych w badaniach koniunktury. Każdy z krajów wypracował sobie najbardziej odpowiadający mu system badań. Różnice dotyczyły takich problemów jak: rodzaje ankiet, zawartość ankiet, okres, którego dotyczą, cel badań, anonimowość ankiety, szczególne cechy gospodarki, typ instytucji prowadzącej badania. Mógł to być – tak jak we Francji – urząd statystyczny lub – jak w Niemczech – kilka wyspecjalizowanych instytutów będących poza strukturami tzw. oficjalnej statystyki. Równocześnie, w celu umożliwienia porównań międzynarodowych w zakresie badań metodą testu koniunkturalnego Komisja Wspólnoty Europejskiej dążyła do stworzenia pewnych standardów analizy aktywności gospodarczej obowiązujących w ówczesnych krajach członkowskich. System ten obejmował ujednoczenie w zakresie:

- procedury realizacji badań i ich terminarza,
- doboru próby,
- metodologii badania,
- wyboru i kalkulacji wskaźników koniunktury,
- pytań ankiety (Kokocińska i Przybylska-Kapuścińska, 1997).

Organizowanie tych badań przez GUS-AE Poznań, początkowo jedynie dla przemysłu przetwórczego, musiało uwzględniać niektóre dyrektywy wspólnoty Europejskiej, w szczególności standaryzujące pytania ankiety przemysłowej, zarówno miesięcznej jak i kwartalnej. Zharmonizowany kwestionariusz miesięcznej ankiety przemysłowej obejmował sześć wymagalnych pytań dotyczących tendencji kształtowania się: produkcji w ostatnim okresie, poziomu zamówień krajowych, poziomu zamówień zagranicznych, poziomu zapasów, oczekiwań w zakresie produkcji w nadchodzących miesiącach i przewidywanych zmian cen sprzedaży produktów przedsiębiorstwa w najbliższych miesiącach. Wymagalne pytania w ankiecie kwartalnej dotyczyły: prognoz zatrudnienia w najbliższych miesiącach, barier działalności produkcyjnej, bieżących zdolności produkcyjnych, liczby zagwarantowanych miesięcy pracy przez zamówienia, tendencji w zakresie zamówień w ostatnich miesiącach, prognozy popytu zagranicznego w najbliższych miesiącach, stopy wykorzystania zdolności produkcyjnych oraz poziomu zapasów materiałowych. Odstępstwa wynikały z faktu wczesnej fazy transformacji i odziedziczonej struktury gospodarczej po poprzednim systemie; przykładowo, w Polsce uwzględniano przejściowo podział na sektor państwowy i prywatny.

W kontekście z kolei stopnia zaawansowania gospodarki rynkowej rok 1992 był szczególną cezurą czasową. Wtedy bowiem po raz pierwszy od przełomu gospodarczego uzyskano dodatnie tempo wzrostu PKB,

zrobiono milowy krok w dostosowaniu oficjalnej statystyki do systemu europejskiego, wprowadzając schemat Europejskiej Klasyfikacji Działalności oraz wprowadzono badania koniunktury do stałej praktyki GUS.

Należy podkreślić, że w gospodarce zmieniającej ustrój ekonomiczny zachodziły szczególnego typu relacje między oficjalną statystyką ilościową a statystyką o charakterze jakościowym. Wynikały one ze znacznych trudności znalezienia adekwatnych miar dla oceny procesu transformacji, wobec ciągle nieprzystającej do nowej rzeczywistości statystyki ilościowej. Szokowa terapia antyinflacyjna zmieniła na tyle warunki gospodarowania, że porównywalność danych ilościowych i ich ekonomiczna interpretacja zostały poważnie ograniczone. W tej sytuacji wyraźną przydatność wykazała metoda testu koniunkturalnego, która pozostawała neutralna wobec bezwzględnych zmian wielkości ekonomicznych, wskazując jedynie na ich kierunek zmian. W tym okresie to nie statystyka ilościowa weryfikowała wyniki badań koniunktury, lecz odwrotnie, jakościowe wskaźniki koniunktury stanowiły punkt odniesienia dla statystyki ilościowej i jej ewentualnych korekt.

Biorąc to pod uwagę wydaje się być zrozumiałe, że wszelkie analizy o charakterze diagnoz i prognoz gospodarczych miały w latach 90-tych krótkookresowy charakter i były podporządkowane stałym porównaniom i konfrontacjom z danymi statystyki ilościowej bądź też z innymi szeregami danych jakościowych o dłuższym horyzoncie czasowym. Takie porównania dotyczyły zarówno organizacji i metody badań, jak i uzyskiwanych wyników. Analizy porównawcze stopniowo były wiązane z jakimś fragmentem gospodarki, jak sektor małych i średnich przedsiębiorstw (Kokocińska, 1993), czy wybrane grupy produktowe (*Koniunktura gospodarcza ...*, 1997). Dotyczyły też środowiska innowacyjnego w gospodarce okresu transformacji (Gruchman, Kokocińska i Przybylska-Kapuścińska, 1995). Jednak dominującym profilem badań było porównywanie szeregów czasowych w celu sprawdzania użyteczności jakościowych wskaźników koniunktury. Wyniki tych badań były prezentowane na konferencjach CIRET w dekadzie lat 90-tych.

Aczkolwiek trudno definiować okres transformacji systemowej, to dekada lat 90-tych – z punktu widzenia postępów w diagnozowaniu gospodarki z udziałem badań koniunktury metodą testu koniunkturalnego, jak również objęcia badaniami przez GUS kolejnych sektorów, takich jak budownictwo i handel – stanowiła szczególny i charakterystyczny okres. Doświadczenie wynikające ze współpracy GUS z AE w Poznaniu pozwala

na wskazanie kilku aspektów adaptacji tej metody do warunków polskiej transformacji i jej specyficznych uwarunkowań.

Po pierwsze, w początkowym okresie transformacji istniała stosunkowo mała elastyczność dostosowań statystyki oficjalnej do zmieniającej się szybko gospodarki. Głównymi czynnikami ograniczającymi możliwości przystosowawcze, poza barierami instytucjonalnymi, były przemiany własnościowe z tworzącą się szarą strefą gospodarczą oraz trudności pomiaru rzeczywistej inflacji. W konsekwencji pojawiło się wyższe niż przeciętnie ryzyko błędu statystycznego czy fałszywej oceny zachodzących tendencji. Wskaźniki jakościowe spełniały, szczególnie we wczesnych latach dziewięćdziesiątych funkcję potwierdzającą wiarygodność danych ilościowych bądź sygnalizującą ewentualne rozbieżności.

Po drugie, badania metodą testu koniunkturalnego pozwalały na włączenie do systematycznych analiz statystycznych kategorii rynkowych, takich jak popyt czy ceny i związane z tym oczekiwania przedsiębiorstw, co było całkowitą innowacją. Badania te dostarczały także niekonwencjonalnych informacji na temat subiektywnych odczuć barier działalności gospodarczej, pozwalających zarówno na ich rangowanie jak i na ocenę zmian natężenia w czasie. W pracach nad konstrukcją ankiety starano się uwzględnić inne elementy, stanowiące uzupełniającą informację w stosunku do danych ilościowych. W ten sposób jakościowe badania koniunktury spełniały funkcję wypełniania luki w obszarach nieobjętych statystyką ilościową, co w okresie transformacji gospodarki wydawało się być szczególnie istotne.

Po trzecie, spektakularnym przejawem adaptacji metody testu koniunkturalnego do warunków transformacji było sporządzanie krótkookresowych prognoz. Radykalny spadek popytu w wyniku uwalniania cen, ograniczanie podaży pieniądza, a także otwarcie gospodarki spowodowały, że niezwykle istotne stały się oczekiwania przedsiębiorstw co do najbliższej przyszłości. Zakładając nawet ograniczoną zdolność poznawczą przewidywań przedsiębiorstw, należy podkreślić, że wiele z nich zaczęło uwzględniać zbiorcze wyniki tych ocen w swoich decyzjach produkcyjnych i cenotwórczych.

Po czwarte, w wymiarze metodologicznym stworzono podstawy do długookresowych ocen zmian w gospodarce. Dane powstające w wyniku badań koniunktury stały się z biegiem czasu w pełni porównywalną bazą danych statystycznych, przydatną nie tylko w okresie wczesnej transformacji, ale także w całym późniejszym okresie. Stworzyły podstawy dla bardziej zaawansowanych badań, periodyzacji etapów rozwoju

gospodarki, tworzenia wskaźników wyprzedzających, a także do badań w zakresie świadomości postaw rynkowych podmiotów gospodarczych (Kokocińska, 1997).

Niewątpliwym sukcesem adaptacyjny metody testu koniunkturalnego do warunków okresu transformacji był efektem współpracy i dużego zaangażowania wszystkich zainteresowanych stron. Z biegiem czasu GUS zaniechał bieżącej współpracy z grupą badawczą AE w Poznaniu, zdając się na własne doświadczenie i wiedzę. Tym samym współautorzy tego wdrożenia stali się równorzędnymi odbiorcami wyników badań w zakresie ogólnie dostępnym.

4. Nowe obszary i zaawansowane techniki badawcze w latach 2000-2012

Korzystając z dostępnych danych GUS w zakresie jakościowych wskaźników koniunktury, w kolejnych latach podejmowano inicjatywy ich wykorzystania w różnych zastosowaniach. Najszerze zastosowania wiązały się z programami badawczymi realizowanymi w ramach pozyskanych dwóch grantów badawczych. Jeden z nich dotyczył zintegrowanego systemu oceny aktywności przedsiębiorstw i prognozowania kategorii makroekonomicznych (1 H02C 05427), drugi dotyczył tzw. „tkanki przedsiębiorczości” w ujęciu regionalnym (1 H02C 04630). Oba granty zostały zrealizowane w Katedrze Mikroekonomii Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu i sfinalizowane w postaci publikacji książkowych w latach 2007 i 2008, zatytułowanych odpowiednio: *Zintegrowany system oceny aktywności przedsiębiorstw i prognozowania kategorii makroekonomicznych* (Kokocińska i Strzała, 2007) oraz *Entrepreneurial tissue and regional economy. Case studies of selected Polish and Spanish regions* (Rekowski (red.), 2008).

Już samo zestawienie problematyki badawczej wymienionych dwóch opracowań wskazuje na znaczne spektrum zastosowań wyników badań mających swe źródło w testach koniunktury.

W pierwszym przypadku celem podjętych badań była empiryczna weryfikacja możliwości zintegrowania wskaźników pochodzących z badań koniunktury z wybranymi wskaźnikami statystyki ilościowej w celu poprawy diagnozowania i prognozowania stanu koniunktury gospodarczej Polski. Założeniem pracy było wypracowanie adekwatnej procedury ekonometrycznej w celu odpowiedzi na pytanie, czy włączenie jakościowych wskaźników koniunktury do modeli makroekonomicznych wpływa na poprawę prognoz gospodarczych. Pracy towarzyszyło założenie,

że opinie formułowane na poziomie przedsiębiorstw mają rosnące znaczenie w gospodarce ze względu na jej mikroekonomiczne podstawy. W pracy świadomie pominięto szerszy kontekst ekonomiczny w znaczeniu teorii jak i opisu środowiska badań, skupiając się na metodzie badawczej. Sama procedura ekonometryczna została wypracowana na Uniwersytecie Gdańskim w ramach współpracy nad projektem (Kokocińska i Strzała, 2007).

W drugim przypadku, przedmiotem badań była tzw. „tkanka przedsiębiorczości”, będąca koncepcją wypracowaną dla badania rozwoju regionów na Uniwersytecie w Sewilii. Koncepcja ta zakładała, że warunkiem szybkiego wzrostu regionów z niską stopą bezrobocia jest łączne spełnienie kilku warunków świadczących o jakościowej strukturze przedsiębiorczości, takich jak między innymi: natężenie liczby firm zlokalizowanych w regionie, przeciętna wielkość przedsiębiorstwa, profil relacji z innymi przedsiębiorstwami, koncentracja produkcji i inne (Rekowski (red.), 2008). Z tego tytułu projekt koncentrował się na sektorze małych i średnich przedsiębiorstw. Wymagał on niektórych informacji, które nie były dostępne w źródłach statystyki ilościowej. Dotyczyło to przede wszystkim problemu stabilności regionalnej tkanki przedsiębiorczości, powiązanej zarówno z wahaniami produktu jak i podziałem przedsiębiorstw na małe, średnie i duże. W tym kontekście niezwykle użyteczne okazały się dane pochodzące z testów koniunktury, które łączyły takie cechy jak: odpowiednia dla identyfikacji wahań produktu długość szeregów czasowych pozyskanych według porównywalnej metody, podział przedsiębiorstw sektora MŚP i wyodrębnienie małych i średnich przedsiębiorstw. Lukę stanowiły ujęcia regionalne, które, jak już wspomniano, zostały zaniechane w badaniach koniunktury GUS w ich wczesnej fazie wdrażania. Odpowiednią analizę uzupełnioną o dane ilościowe dla badanych regionów zawiera część pracy na temat stabilności tkanki przedsiębiorczości w regionie Wielkopolski i Pomorza (Jankiewicz i Kokocińska, 2008).

Biorąc pod uwagę również inne publikacje artykułowe pracowników Katedry Mikroekonomii UEP, uzasadniony wydaje się wniosek, że do wyników badań koniunktury, publikowanych przez GUS sięgano w wielu obszarach badawczych, na ogół traktując je jako wsparcie i uzupełnienie danych o charakterze ilościowym. Przykładem mogą być analizy dotyczące rynku pracy (Gaweł i Kokocińska, 2004), barier działalności przedsiębiorstw w różnych sektorach i grupach wielkości przedsiębiorstwach (Jankiewicz i Kokocińska, 2001, 2011). W ostatnim czasie na znaczeniu zyskują też analizy dotyczące wskaźników zaufania,

odniesione do różnych ujęć strukturalnych, a także do porównań międzynarodowych. Wyrazem podejmowanych nowych wyzwań w różnych okresach badań są prezentacje na konferencjach CIRET.

5. Aktywność na konferencjach CIRET, IRG SGH i UEP Poznań

W celu porównania inicjatyw badawczych podejmowanych w UEP, mających swoje odzwierciedlenie w artykułach przyjętych na konferencje CIRET, poniżej przedstawiono je na tle odpowiednich inicjatyw IRG SGH, który dysponuje własnymi szeregami danych. Uwzględniono konferencje, które odbyły się w okresie od 2000 do 2012 roku. Poza wskazanymi w tabelach autorami prezentacji na przywołanych konferencjach swoje wyniki badań przedstawiali także autorzy reprezentujący inne uczelnie i instytucje, takie jak Główny Urząd Statystyczny, Instytut Badań nad Gospodarką Rynkową, czy Narodowy Bank Polski.

Na pierwszej w XXI wieku konferencji w Paryżu (tabela 1) dominowały referaty reprezentowane przez pracowników SGH. Dotyczyły one generalnie powiązań poziomu mikroekonomicznego, reprezentowanego przez jakościowe testy koniunktury, z oceną makroekonomiczną i polityką gospodarczą. Pojawiły się też próby bardziej zaawansowanych metod ekonometrycznych. Jedyne na tej konferencji referat z obecnej UEP dotyczył retrospektywnej analizy kształtowania się indeksów klimatu koniunkturalnego i roli makroekonomicznych przewidywań w okresie transformacji. Już następna konferencja, która odbyła się w 2002 roku w Tajpej (tabela 2), charakteryzowała się pod względem ilościowym równowagą przygotowanych opracowań. Ich tematyka, zarówno w przypadku SGH jak i UEP, była bardzo rozproszona. Wyraźnie dało się w tym okresie zauważyć indywidualne zainteresowania poszczególnych autorów wybraną problematyką.

Tabela 1. *Business surveys and empirical analysis of economic and social survey data*, 25 konferencja CIRET, Paryż, Francja, 11-14 października 2000 r.

IRG	UEP
<p><i>Polish composite indexes after two years of observations</i> Victor Zarnowitz, Maria Drozdowicz-Bieć</p>	<p><i>Business climate and macroeconomic expectations in Poland during transition</i> Ryszard Barczyk, Marek Rekowski</p>
<p><i>Macroeconomic indicators of business activity based on survey data</i> Zbigniew Matkowski</p>	
<p><i>Non-homogenous Markov models for Polish industry</i> Maria Podgórska, Anna Decewicz</p>	
<p><i>Survey data as a source of information for policy recommendations</i> Elżbieta Adamowicz, Anna Gutkowska, Jacek Kotłowski, Konrad Walczyk</p>	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych CIRET, www.ciret.org.

Tabela 2. *Business surveys, cyclical indicators and consumer surveys*, 26 konferencja CIRET, Tajpej, Tajwan, 16-19 października 2002 r.

IRG	UEP
<i>The use of business survey data in analyses and short-term forecasting. The case of Poland</i> Elżbieta Adamowicz, Sławomir Dudek, Konrad Walczyk	<i>Use of business surveys data for analysis of interaction between cyclical situations and firms competitiveness</i> Małgorzata Kokocińska
<i>Econometric analysis of the construction firms' opinion on economic situation in Poland</i> Maria Podgórska, Anna Decewicz, Monika Dędyś	<i>Applications of neural networks in short-term forecasting of business situation in Germany and in Poland</i> Wiesław Łuczyński, Jacek Jankiewicz
<i>Business cycle interdependences between major European and Polish economies.</i> <i>An approach to creating environmental leading indexes</i> Maria Drozdowicz-Bieć, Agnes Biec	<i>Accuracy evaluation of the results obtained from the business tendency survey</i> Józef Garczarczyk, Radosław Matuszewicz
<i>Composite indicators of business activity for Poland based on survey data</i> Zbigniew Matkowski	<i>The behaviour of the real exchange rate over the business cycle</i> Michał Kruszka
<i>Similarity measures of growth trends and cycles</i> Sławomir Dorosiewicz, Tadeusz Dorosiewicz	<i>Forecast of exports and imports of a chosen country on the basis of business indicators of its main trade partners</i> Ryszard Stefański, Lech Wojciechowski

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych CIRET, www.ciret.org.

Konferencja w Warszawie, która odbyła się w 2004 roku (tabela 3), zgromadziła z oczywistych względów największą liczbę referatów z obu uczelni. Dominował w nich profil makroekonomiczny, w dużej części dotyczący oczekiwań, ale także nowych obszarów badawczych, jak

przykładowo koniunktura w rolnictwie, na rynku ubezpieczeń, na rynku bankowym czy na rynku pracy. Znaczna część opracowań dotyczyła nowych metod badawczych, sprawdzających użyteczność szeregów danych pozyskanych z badań koniunktury do nowych obszarów zastosowań.

Wysoka aktywność uczestnictwa i prezentacji nowych analiz na kolejnych konferencjach CIRET został utrzymana i do dziś Polska zachowuje wysokie miejsce w rankingu liczby prezentacji wśród wszystkich krajów reprezentowanych na tychże konferencjach. W ostatnich czterech konferencjach, począwszy od 2006 roku (tabela 4) do 2012 roku utrzymała się przewaga SGH w liczbie przyjętych referatów na poszczególne konferencje. Jeśli chodzi o dominującą problematykę, to znaczące miejsce zaczęły zajmować analizy ekonometryczne, łączone między innymi z takimi zagadnieniami jak: inflacja, wskaźniki wyprzedzające, krzywa Phillipsa, czy prognozowanie makroekonomiczne. Podczas konferencji w Rzymie dwa referaty dotyczyły sektora budownictwa, który do tej pory był stosunkowo rzadko przedmiotem analiz.

Kolejna konferencja, która miał miejsce w 2008 roku (tabela 5) potwierdziła jedynie zachodzące tendencje w tematyce prezentacji. Z jednej strony kontynuowane było sprawdzanie za pomocą zaawansowanych metod statystycznych użyteczności pozyskiwanych danych, z drugiej strony zauważyć można rozszerzanie analiz na nowe obszary, takie jak rynkowe i instytucjonalne bariery działalności gospodarczej, efektywność prognoz na rynkach finansowych, kredyty gospodarstw domowych. Pojawiła się też po raz pierwszy problematyka synchronizacji cyklu koniunkturalnego w rozwiniętych gospodarkach rynkowych.

Dwie w ostatnim czasie zorganizowane konferencje CIRET – w Nowym Jorku i Wiedniu (tabele 6 i 7) – charakteryzują się taką samą liczbą referatów, afiliowanych przy SGH i UEP. Podczas każdej z tych konferencji zaprezentowano łącznie z obu uczelni po dziewięć opracowań, z tym że dwukrotnie więcej przedstawiono ze strony SGH niż UEP. Konferencje zarówno w Nowym Jorku jak i Wiedniu dowiodły, że metoda testu koniunkturalnego jest adekwatna między innymi do wyjaśniania szoków gospodarczych, takich jak światowy kryzys finansowy.

Tabela 3. *Economic tendency surveys and cyclical indicators*, 27 konferencja CIRET, Warszawa, Polska, 15-18 września 2004 r.

IRG	UEP
<i>The usefulness of business surveys data for short-term forecasting</i> Elżbieta Adamowicz, Sławomir Dudek, Konrad Walczyk	<i>Business tendency surveys in diagnosing and forecasting the market of insurance services in Poland</i> Józef Garczarczyk, Marek Mocek, Iwona Olejnik
<i>Are expectations of Polish industrial enterprises rational?</i> Emilia Tomczyk	<i>Banking business surveys data in diagnosing and forecasting situation of Polish economy</i> Józef Garczarczyk, Robert Skikiewicz
<i>Binary hidden Markov models in analysis of the results of business surveys</i> Monika Dędyś, Barbara Tarnowska	<i>Forecasting labour market situation on the basis of business survey data in Poland</i> Aleksandra Gawel
<i>Alternative sampling designs</i> Barbara Kowalczyk	<i>Economic situation test diagnostic values under the conditions of transformation and globalisation</i> Małgorzata Kokocińska
<i>A composite economic sentiment indicator for Poland</i> Joanna Klimkowska	<i>The role of monetary instruments in the stabilization policy in Poland during transition</i> Ryszard Barczyk, Michał Kruszka
<i>Influence of aggregation on long-memory measures with examples for exchange rates</i> Ewa Marta Syczewska	
<i>Macroeconomic performance in transition countries</i> Zbigniew Matkowski	
<i>Business conditions in agriculture</i> Eugeniusz Gorzelak	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych CIRET, www.ciret.org.

Tabela 4. *Cyclical indicators and economic policy decisions*, 28 konferencja CIRET, Rzym, Włochy, 20-23 września 2006 r.

IRG	UEP
<i>Measuring the dynamics of respondents' opinions by means of non-homogeneous Markov chain</i> Anna Decewicz	<i>An empirical analysis of A.W. Phillips curve in Poland under transition</i> Ryszard Barczyk, Michał Kruszka
<i>Diagnosing and predicting inflation in Poland with application of Markov switching models and future inflation indicator</i> Piotr Białowolski, Piotr Zwiernik, Dawid Żochowski	<i>The construction and performance of composite indicators from the business tendency survey of the banking sector in short-term macroeconomic forecasting</i> Józef Garczarczyk, Robert Skikiewicz, Marek Mocek, Iwona Olejnik
<i>Using survey data for labor market leading index</i> Maria Drozdowicz-Bieć, Robert Pater, Marian Wargacki	<i>Forecasting Polish economic prospects based on an integrated approach</i> Małgorzata Kokocińska, Krystyna Strzała
<i>Regional business activity in a light of business surveys results</i> Elżbieta Adamowicz, Sławomir Dudek, Konrad Walczyk	<i>Forecasting power of the leading indicators in Polish industry and construction sectors</i> Jacek Jankiewicz

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych CIRET, www.ciret.org.

Tabela 5. *Business tendency surveys and policy formulation*, 29 konferencja CIRET, Santiago de Chile, Chile, 8-11 października 2008 r.

IRG	UEP
<i>Logit models for analysing an impact of market and institutional barriers on performance of manufacturing</i> Elżbieta Adamowicz, Konrad Walczyk	<i>M. Kalecki model of the business cycle – an attempt of evaluation in the contemporary Polish economy</i> Ryszard Barczyk
	<i>Business cycles synchronization</i>

-
- Missing data analysis in tendency surveys*
Barbara Kowalczyk
- Commercial bank lending policy and loan supply*
Maciej Grodzicki, Grzegorz Hałaj, Dawid Żochowski
- Cyclical fluctuations in Central and Eastern Europe and their conformity with the Euro Area*
Zbigniew Matkowski, Mariusz Próchniak
- Do sectoral surveys of business tendency in emerging economies enhance measurement of cyclical patterns of overall macroeconomic activity*
Joanna Klimkowska, Sebastian Stolorz
- Measurement of the exclusion of households from credit market – The case of Poland*
Piotr Białowolski
- Consumer survey data and short-term forecasting of households consumption expenditures in Poland*
Sławomir Dudek
- Forecasting with composite coincident and leading indexes and the CLIMA model*
Maria Drozdowicz-Bieć, Piotr Białowolski, Katarzyna Lada, Robert Pater, Piotr Zwiernik, Dawid Żochowski

Tabela 6. *Economic tendency surveys and the services sector*, 30 konferencja CIRET, Nowy Jork, USA, 13-16 października 2010 r.

IRG	UEP
<i>Business survey data in forecasting macroeconomic indicators with combined forecasts</i> Piotr Białowolski, Tomasz Kuszewski, Bartosz Witkowski	<i>Consumer confidence indexes in new EU member states</i> Małgorzata Kokocińska, Jacek Jankiewicz
<i>Unobserved component model with observed cycle</i> Sławomir Dudek, Dawid Pachucki	<i>Composite leading indicators in forecasting the cyclical fluctuations in the banking market</i> Robert Skikiewicz, Józef Garczarczyk
<i>Impact of overdue receivables on economic activity of enterprises</i> Piotr Białowolski	<i>The use of economic tendency survey methods and the evaluation of their usefulness – experts' evaluations</i> Sylwester Białowas
<i>Non-response and weighting systems in business tendency surveys</i> Barbara Kowalczyk, Emilia Tomczyk	
<i>Financial crisis and its effects on real economies in the light of quantitative and survey data</i> Elżbieta Adamowicz, Sławomir Dudek, Dawid Pachucki, Konrad Walczyk	
<i>Reasons why Poland avoided the 2007-2009 recession</i> Maria Drozdowicz-Bieć	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych CIRET, www.ciret.org.

Tabela 7. *Economic tendency surveys and economic policy*, 31 konferencja CIRET, Wiedeń, Austria, 5-8 września 2012 r.

IRG	UEP
<i>Bayesian averaging of classical estimates in forecasting macroeconomic indicators with using business survey data</i> Bartosz Witkowski, Piotr Białowolski, Tomasz Kuszewski	<i>The macro-economic outcome of the global financial crisis in new EU members states and how it reflects on qualitative confidence indicators. A sectoral approach</i> Małgorzata Kokocińska, Jacek Jankiewicz
<i>Information content of survey data: Applications of entropy and dissimilarity measures</i> Emilia Tomczyk	<i>Changes in economic situation and the behaviour of households in the Polish banking services market</i> Józef Garczarczyk, Marek Mocek, Robert Skikiewicz
<i>Accounting for biases in consumer tendency surveys</i> Piotr Białowolski	<i>The global financial crisis and its consequences in the real economy and the expectations of consumers in the European Union</i> Jacek Jankiewicz
<i>Proposal of an alternative measurement method</i> Maria Drozdowicz-Bieć	
<i>European Economy – where does it go to?</i> Konrad Walczyk, Elżbieta Adamowicz, Sławomir Dudek, Dawid Pachucki	
<i>The dynamics of business cycles</i> Robert Pater	

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych CIRET, www.ciret.org.

Poruszana tematyka oprócz stałego nurtu badań, dotyczącego samych metod badawczych, w dużej części dotyczyła bieżących problemów gospodarczych. Zaprezentowano łącznie pięć referatów bezpośrednio nawiązujących w tytule do problemu światowego kryzysu finansowego, widzianego przez pryzmat jakościowych wskaźników koniunktury.

Potwierdza to często wskazywaną cechę tej metody w postaci możliwości szybkiego diagnozowania stanu gospodarek. Najczęściej wskaźniki jakościowe łączono ze wskaźnikami ilościowymi. Z punktu widzenia rodzaju wskaźników użytych do objaśniania zjawisk kryzysowych warto zwrócić uwagę na sięganie nie tylko po standardowe wielkości, ale także po wskaźniki zaufania, które w Polsce nie są jeszcze traktowane jako pełnowartościowe źródło informacji. Tymczasem, w sytuacji braku porównywalnych baz danych między krajami mogą one służyć jako przybliżony substytut indeksów klimatu koniunktury. W szczególności dotyczy to przekrojów badawczych o charakterze strukturalnym, odnoszących się do rodzajów działalności gospodarczej.

Podjęcie bieżących tematów z zastosowaniem testów koniunktury było i jest możliwe ze względu na dysponowanie długimi szeregami danych. Drugim warunkiem jest ich szybkie pozyskiwanie, co zwłaszcza w okresie spowolnienia gospodarczego stanowi o ich atrakcyjności poznawczej. Nie stoi to w sprzeczności z systematycznymi badaniami nad zachodzącymi zmianami w długim okresie, który to nurt pozostaje dominujący w szczególności w badaniach IRG SGH. Integracja z grupą badawczą reprezentującą profil ekonometryczny powoduje klasyczny efekt synergii. Referaty zgłaszane przez UEP w większym stopniu są wynikiem poszukiwania możliwych zastosowań jakościowych wskaźników koniunktury i wybiórczego ilustrowania przez nie nowych zakresów analiz. Brak identyfikacji z własną bazą danych nie inspiruje już do systematycznych analiz i opracowań służących doskonaleniu metody. Rolę tę powinien przejąć GUS. W analizowanym okresie 2000-2012 przedstawiciele GUS wygłosili dwa referaty. Dotyczyły one aktywności inwestycyjnej (2004, Warszawa) i sektora usług (2006, Rzym).

6. Uwagi końcowe

Przedstawiona w skrócie i widziana przez pryzmat doświadczeń tzw. „zespołu poznańskiego” historia badań koniunktury prowadzonych przez GUS, traktowana jako alternatywna ścieżka wobec badań IRG SGH, oraz porównawczy przegląd aktywności publikacyjnej obu ośrodków skłaniają do kilku ogólniejszych wniosków i refleksji.

Po pierwsze, niewątpliwie fakt posiadania własnej bazy danych (IRG SGH) wpływa pozytywnie na podejmowanie długofalowych badań z zastosowaniem jakościowych badań koniunktury, zarówno w znaczeniu podejmowania aktualnych problemów badawczych, jak i w znaczeniu prac nad monitorowaniem użyteczności samej metody. Sprzyja to też

poszerzaniu zespołu badawczego. Między innymi tego wyrazem jest liczbowa przewaga prezentowanych referatów na konferencjach CIRET.

Po drugie, systematyczne rozwijanie badań koniunktury przez GUS stwarza możliwości szerokiego dostępu do ich wyników i umożliwia wielu autorom sięganie ich w pracach badawczych do alternatywnych w stosunku do statystyki ilościowej źródeł informacji. Korzystanie z tych wyników w pracach badawczych, jak pokazuje doświadczenie, ma jednak charakter wybiórczy i nawet prekursorów wprowadzenia tej metody do praktyki statystycznej GUS nie skłania do pogłębionych analiz. Jest to też wynikiem braku dostępu do pełnej bazy danych.

Po trzecie, współpraca między ośrodkami badawczymi powinna prowadzić do wspólnych projektów badawczych.

Załącznik 1. Wybrane prace dokumentujące działania związane z wprowadzeniem badań koniunktury do praktyki GUS w latach 1988-1993 (w porządku chronologicznym)

- Barczyk R., Kokocińska M., Rekowski M., *Możliwości i zakres badania koniunktury gospodarczej w gospodarce polskiej w latach 80. Podstawowe założenia poznawczo-metodologiczne*, IGN, Warszawa 1988
- Barczyk R., Kalinin D., Kokocińska M., *Ocena wartości poznawczych wskaźników jakościowych w gospodarce polskiej*, seminarium Instytutu Gospodarki Narodowej, Warszawa 1989, maszynopis
- Kalinin D., Kokocińska M., Rekowski M., *Ocena metody testu koniunkturalnego do badań zmian aktywności gospodarczej przedsiębiorstw w Polsce*, seminarium Centralnego Urzędu Planowania, Warszawa 1990
- Kokocińska M., *Aktywność gospodarcza małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce światło badań metodą testu koniunkturalnego*, materiały z konferencji pt. *Małe i średnie przedsiębiorstwa państwowe w procesie przekształceń własnościowych*, Urząd Wojewódzki w Poznaniu i Zarząd Regionu Wielkopolska NSSZ Solidarność, Poznań 1990
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Test koniunkturalny jako metoda formułowania krótkookresowych prognoz gospodarczych*, międzynarodowa konferencja pt. *Prognozowanie procesów gospodarczych*, Uniwersytet Łódzki, Instytut Ekonometrii i Statystyki, Jachranka, grudzień 1990, maszynopis
- Kokocińska M., *Problemy statystyki i klasyfikacji małych i średnich przedsiębiorstw*, w: *Aktywność gospodarcza małych i średnich przedsiębiorstw w Polsce w świetle badań metodą testu koniunkturalnego*, Szkoła Główna Planowania i Statystyki, Warszawa 1990
- Barczyk R., Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Możliwości adaptacji ankiet koniunkturalnych, stosowanych w gospodarkach rynkowych do warunków polskich*, opracowanie dla Zakładu Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS-PAN, 1990
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Test koniunkturalny – metoda formułowania krótkookresowych prognoz gospodarczych*, „Gospodarka Narodowa”, nr 9, 1991
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Business survey – Instrument of short-term forecast in Polish manufacturing industry*, CIRET Studien 43, Center for International Research and Economic Tendency Surveys, Monachium 1991

- Kokocińska M., Barczyk R., *Adaptation of business surveys method to the analyses of business conditions in the Polish economy*, warsztaty pt. *Opinion surveys for business and consumers and time series analysis*, Monachium 1991
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *The application of the method of the business surveys in intermediate economics*, XVIII międzynarodowa konferencja nt. *Problems of building and estimation of large econometric models*, Warszawa 1991
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Accuracy of short-term economic prognoses in the light of different indicators, estimated by means of business survey method*, konferencja pt. *Makromodele*, 1992
- Barczyk R., Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Experiences with business surveys in the construction sector in Poland*, warsztaty pt. *Qualitative business surveys in transition countries*, Warszawa 1992
- Barczyk R., Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Zatrudnienie w ocenach przedsiębiorstw w Polsce w okresie transformacji*, w: *Rynek pracy w trakcie transformacji systemowej w Polsce*, Uniwersytet Warszawski, Warszawa 1992
- Barczyk R., Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Analiza porównawcza kształtowania się wybranych wskaźników jakościowych i ilościowych, oszacowanych dla polskiego przemysłu przetwórczego w latach 1988-1992*, Zeszyt 202, Zakład Badań Statystyczno-Ekonomicznych GUS-PAN, Warszawa 1992
- Barczyk R., Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Employment in the Polish economy under transformation period as evaluated by enterprises*, „*Recess – Research Bulletin*”, vol. 1, Warszawa 1992
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Stan świadomości ekonomicznej kierownictw polskich przedsiębiorstw w świetle badań metodą testu koniunkturalnego*, w: *Drogi wyjścia z polskiego kryzysu gospodarczego*, PWN, Warszawa 1992
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Krótkookresowe prognozy popytu i produkcji w świetle badań metodą testu koniunkturalnego*, „*Gospodarka Narodowa*”, 1992, nr 4
- Barczyk R., Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., Rekowski M., *Synchronizacja metody testu koniunkturalnego, stosowanej w gospodarce polskiej z badaniami ankietowymi prowadzonymi w EWG*, opracowanie dla Komitetu Badań Naukowych w Warszawie, 1992
- Barczyk R., Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., Rekowski M., *Wykorzystanie wyników metody testu koniunkturalnego dla polityki*

gospodarczej okresu transformacji, opracowanie dla Komitetu Badań Naukowych w Warszawie, 1992

Gaca A., Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *The outline of methodology for business test method in Polish construction*, warsztaty nt. *Short-term economic indicators in countries in transition. Qualitative business surveys recent experience and evaluation*, Poznań, czerwiec 1993

Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Assesment of short-term forecast in public and private sector*, w: *Problems of building and estimation of econometric models*, PAN i Uniwersytet Łódzki , Łódź 1993

Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Polish manufacturing industry in the light of business surveys method*, w: *Problems of building and estimation of econometric models*, PAN i Uniwersytet Łódzki , Łódź 1993

Artykuły publicystyczne i popularno-naukowe w okresie 1989-1991. Łącznie 48 pozycji w: „Gazeta Bankowa”, „Życie Gospodarcze”, „Business News from Poland”, „Biuletyn PAP”, „Boss”, „Rzeczpospolita”, „Economic Review”.

Załącznik 2. Prace własne i we współautorstwie, wykorzystujące badania koniunktury GUS w latach 1993-2012 (w porządku chronologicznym)

- Kokocińska M., *Małe i średnie przedsiębiorstwa w okresie transformacji gospodarki Polski*, „Zeszyty Naukowe”, Seria II, Zeszyt 133 (prace habilitacyjne), Akademia Ekonomiczna, Poznań 1993
- Gruchman B., Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Milieu innovateur dans l'économie a transition*, warsztaty GREMI IV, Ascona (Szwajcaria), listopad 1993
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Prognozowanie koniunktury metodą testu koniunkturalnego*, „Gospodarka Narodowa”, nr 2, 1994, s. 24-27
- Kokocińska M., *The application of the business survey method in regional studies in the transformastion period*, w: *Changes in the regional economy in the period of system transformation*, pr. zb. pod red. R. Domańskiego i E. Judge, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1994, s. 223-243
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Merging the Results of Business Surveys*, w: *Selected papers submitted to the 22nd CIRET conference 1995 in Singapure*, pr. zb. pod red. A. G. Köhlera, K. H. Oppenlandera i G. Posera, Studien 50, 1996, s. 121-132
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Analiza porównawcza wyników badania koniunktury i statystyki ilościowej w przemyśle przetwórczym*, w: *Koniunktura gospodarcza Polski. Analiza grup produktowych*, pr. zb. pod red. M. Rekowskiego, Wydawnictwo Akademia, Poznań 1997, s. 181-204
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Cechy, budowa i zawartość merytoryczna ankiet koniunkturalnych*, w: *Koniunktura gospodarcza Polski. Analiza grup produktowych*, pr. zb. pod red. M. Rekowskiego, Wydawnictwo Akademia, Poznań 1997, s. 62-75
- Kokocińska M., Przybylska-Kapuścińska W., *Koniunktura przemysłu przetwórczego*, w: *Koniunktura gospodarcza Polski. Analiza grup produktowych*, pr. zb. pod red. M. Rekowskiego, Wydawnictwo Akademia, Poznań 1997, s. 80-100
- Kokocińska M., 1997, *Adaptacja metody testu koniunkturalnego do warunków okresu transformacji*, w: *Koniunktura gospodarcza Polski. Analiza grup produktowych*, pr. zb. pod red. M. Rekowskiego, Wydawnictwo Akademia, Poznań 1997, s.77 –80

- Kokocińska M., Kozłowska A., *Metoda łączenia wskaźników jakościowych i ilościowych jako narzędzie analiz gospodarczych*, w: *Koniunktura gospodarcza Polski. Analiza grup produktowych*, pr. zb. pod red. M. Rekowskiego, Wydawnictwo Akademia, Poznań 1997, s. 221-240
- Kokocińska M., *Konkurencyjność polskich przedsiębiorstw w świetle badań koniunktury*, w: *Konkurencyjność podmiotów gospodarczych w procesie integracji i globalizacji*, Wydawnictwo Politechniki Poznańskiej, Poznań 2001, s. 103-112
- Kokocińska M., *Sytuacja koniunkturalna a konkurencyjność*, w: *Konkurencyjność przedsiębiorstw - nowe podejście*, pr. zb. pod red. E. Skawińskiej, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 2002, s. 113-143
- Gaweł A., Kokocińska M., *Modelling employment in Poland: A quantitative vs qualitative approach*, „Emergo. Journal of Transforming Economies”, 2004, s. 2-14
- Kokocińska M., *Tendencje zmian selektywnych jakościowych wskaźników koniunktury jako kryterium wyodrębniania faz aktywności gospodarczej w Polsce*, w: *Funkcjonowanie gospodarki polskiej w warunkach integracji i globalizacji*, pr. zb. pod red. M. Kokocińskiej, Wydawnictwo Naukowe Katedry Mikroekonomii Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2005, s. 59-68
- Kokocińska M., *Małe i średnie przedsiębiorstwa w badaniach koniunktury*, w: *Uwarunkowania rynkowe rozwoju mikro i małych przedsiębiorstw*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, Szczecin 2005, s. 83-98
- Kokocińska M., *Economic situation test diagnostic values under the conditions of transformation and globalisation*, w: *Economic tendency surveys and cyclical indicators. Polish contribution to the 27th CIRET conference*, pr. zb. pod red. E. Adamowicz i J. Klimkowskiej, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 75, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2005, s. 242-257
- Kokocińska M., *Fluctuations in economic activity of Polish manufacturing in the period of 1992-2004*, w: *Business tendency surveys at the Poznań University of Economics*, pr. zb. pod red. J. Garczarczyka i M. Rekowskiego, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2006, s. 110-126
- Kokocińska M., Strzała K., *Zintegrowany system oceny aktywności przedsiębiorstw i prognozowania kategorii makroekonomicznych*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2007, s. 139

- Jankiewicz J., Kokocińska M., *Stability of regional entrepreneurial tissue*, w: *Entrepreneurial tissue and regional economy: Case studies of selected Polish and Spanish regions*, pr. zb. pod red. M. Rekowski, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej w Poznaniu, Poznań 2008, s. 93-114
- Kokocińska M., Strzała K., *Using business tendency surveys for short-term forecasting of macro-categories*, w: *Survey data in economic research. Polish contribution to the 28th CIRET conference*, pr. zb. pod red. J. Klimkowskiej, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 79, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2008, s. 7-22
- Jankiewicz J., Kokocińska M., *Zmiany barier działalności w ocenach małych, średnich i dużych przedsiębiorstw w kontekście wahań koniunkturalnych – ujęcie sektorowe*, w: *Prace Katedry Mikroekonomii Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu*, pr. zb. pod red. A. Gawęł, „Zeszyty Naukowe”, nr 132, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań 2010, s. 7-26,
- Jankiewicz J., Kokocińska M., *Consumer confidence indexes in new EU member states*, w: *Business surveys, business cycles. Polish contribution to the 30th CIRET conference*, pr. zb. pod red. M. Drozdowicz-Bieć, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 86, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2011, s. 136-161
- Kokocińska M., *Uwarunkowania i możliwości dekompozycji sektora MŚP*, w: *Prace Katedry Mikroekonomii Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu*, pr. zb. pod red. M. Kokocińskiej, „Zeszyty Naukowe”, nr 215, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań 2011
- Kokocińska M., *Małe i średnie przedsiębiorstwa w gospodarkach europejskich*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu, Poznań 2012

Rozdział II

Zmienność w gospodarce

Elżbieta Adamowicz[‡], Konrad Walczyk[‡]

Fakty empiryczne w danych jakościowych. Z badań koniunktury IRG SGH

Streszczenie

Poszukiwanie przyczyn wahań koniunkturalnych odbywa się dwutorowo. Jedni badacze koncentrują swoją uwagę na podstawach teoretycznych, poszukując teorii i modeli wyjaśniających przyczyny i mechanizm wahań cyklicznych. Inni koncentrują się na poszukiwaniu prawidłowości towarzyszących kolejnym cyklom. Wyniki ich badań są prezentowane jako fakty empiryczne. Przedmiotem analizy w artykule są fakty empiryczne, odzwierciedlane w danych jakościowych, gromadzonych w badaniach koniunktury metodą testu. Zakres badania jest ograniczony do przemysłu przetwórczego. Do analizy wybrano siedem zmiennych, monitorowanych w teście koniunktury: wskaźnik koniunktury w przemyśle, produkcję, zamówienia, zapasy, ceny, zatrudnienie i sytuację finansową przedsiębiorstw. Zmienną referencyjną jest jednopodstawowy indeks produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego.

Słowa kluczowe: badania koniunktury metodą testu, fakty empiryczne

Kod klasyfikacji JEL: E32, E44

[‡] Instytut Rozwoju Gospodarczego, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

Elżbieta Adamowicz[±], Konrad Walczyk[±]

Stylised Facts in Data out of RIED Business Cycle Research

Abstract

The research on causes of business cycles goes two ways. Some researchers focus on theoretical foundations, looking for theories and models that would explain an origin and mechanism of cyclical fluctuations. Others try seeking for regularities associated with subsequent cycles that are called stylized facts. The paper deals with stylized facts that are reflected in business surveys data. The scope of the study is narrowed to the manufacturing industry only. We have selected 7 variables surveyed: business indicator, production, total orders, finished goods inventories, prices, employment and financial situation of manufacturing firms. The fixed-base index of sold manufacturing production is taken for reference.

Keywords: economic tendency research, business and consumer surveys, stylized facts

JEL classification: E32, E44

[±] Research Institute for Economic Development, Warsaw School of Economics

1. Wstęp

Badanie przebiegu wahań koniunkturalnych jest dla badaczy z jednej strony wyjątkowo pociągające, budzące nadzieję na poznanie mechanizmów napędowych procesów gospodarczych, z drugiej zaś obarczone dużym ryzykiem. Przedmiot badania jest bowiem wyjątkowo zmienny. Po przebadaniu setek cykli koniunkturalnych w kilkudziesięciu gospodarkach świata wiemy z całą pewnością tylko to, że każdy z nich jest inny. Równolegle do występujących prawidłowości w przebiegu wahań cyklicznych pojawiają się różnice i odmienności. Opis cyklu, wyłaniający się z kolejnych analiz, jest za każdym razem inny. Aktualne jest określenie Christiano i Fitzgeralda, iż cykl koniunkturalny to nadal *puzzle* (za Kocherlakotą, 1996). Skłania to badaczy do formułowania kolejnych teorii mających na celu ostateczne wyjaśnienie zarówno przyczyn, jak i zróżnicowanego przebiegu wahań cyklicznych. Współcześnie badacze koniunktury koncentrują swoje wysiłki badawcze w obu obszarach: poszukują nowych teorii, wyjaśniających mechanizm wahań cyklicznych (np. teoria realnego cyklu koniunkturalnego), budując kolejne modele, nie zaniebując zarazem badań dokumentujących przebieg rzeczywistych zdarzeń. Równocześnie tworzy się pewien rodzaj konsensusu między obydwojma podejściami. Teoretycy podkreślają, iż teoria cykli koniunkturalnych nie może ograniczać się do podawania jednej przyczyny, lecz powinna dążyć do rozpoznania wszystkich czynników sprawczych tych wahań, co bez głębokich badań ich rzeczywistego przebiegu nie jest możliwe. Z kolei zwolennicy badań empirycznych, czasem określanych jako „mierzenie bez teorii”¹, uznają, iż proponowane przez teoretyków modele pozwalają lepiej zrozumieć zależności występujące między poszczególnymi zmiennymi i wielkościami makroekonomicznymi, oraz odróżnić czynniki cykliczne od innych (w tym sezonowych i przypadkowych), przyczyniając się do głębszego poznania zachowań głównych aktorów sceny gospodarczej: przedsiębiorców, gospodarstw domowych i rządu. To zaś zbliża nas do rozszyfrowania wspomnianych mechanizmów napędowych działalności gospodarczej.

Znaczenie empirycznie potwierdzanych faktów dla teorii wahań koniunktury podkreślali twórcy klasycznej definicji cyklu koniunkturalnego – Burns i Mitchell. W swoich pracach podnosili, iż analiza wahań koniunkturalnych powinna obejmować zagregowaną aktywność gospodarczą. Opis złożonej aktywności gospodarczej powinien bazować na wielu zmiennych i procesach makroekonomicznych. Analiza, oprócz

¹ Taki zarzut pod adresem badaczy NBER sformułował Koopmans (1947/1965).

takich zmiennych realnych jak: produkt gospodarki, zatrudnienie, inwestycje, czy konsumpcja, powinna uwzględniać także zmienne finansowe (Mitchell, 1927; Burns i Mitchell, 1946). Ich badania zapoczątkowały identyfikację prawidłowości dotyczących cykli koniunkturalnych, a sam Mitchell przeszedł do historii ekonomii właśnie jako zwolennik mierzenia bez teorii. W niniejszym artykule chcemy skoncentrować się na opisie przebiegu działalności gospodarczej w Polsce, jaki uzyskujemy na podstawie wyników badań koniunktury metodą testu, by sprawdzić, na ile potwierdza on występowanie zdarzeń faktycznych, co do których panuje konsensus wśród badaczy zajmujących się badaniami koniunktury.

2. Fakty empiryczne

Zdaniem Burnsa i Mitchella, dla poznania mechanizmu cyklu koniunkturalnego istotne znaczenie mają zarówno same wahania poszczególnych zmiennych makroekonomicznych, jak i wzajemne powiązania między nimi. Ważna jest równoczesność wahań i występujące różnice. Stosując metodę zmiennych referencyjnych, analizowali kolejność zachodzących zmian, co pozwoliło na wykrycie w zbiorze zmiennych makroekonomicznych takich, które falują w rytmie zmian zachodzących w zagregowanej działalności gospodarczej, wyprzedzają je bądź reagują z opóźnieniem. Także definicja cyklu koniunkturalnego, stosowana przez NBER do datowania punktów zwrotnych, akcentuje zmiany zagregowanej aktywności gospodarczej, podkreślając zarazem iż złożoność wahań cyklicznych wymaga uwzględniania w analizie wzajemnego oddziaływania wielu zmiennych i procesów makroekonomicznych.

Podejście to, kontynuowane przez Moora, Zarnowitza, Lucasa, Barro i wielu innych, zaprowadziło ich – w wyniku serii analiz obejmujących czasowe przesunięcia w dynamice poszczególnych zmiennych, lokalizację ich punktów zwrotnych, amplitudę wahań, wielkości średnie i inne cechy morfologiczne – do ustalenia kolejności zmian poszczególnych zmiennych względem zmian PKB. Okazało się, że spośród wszystkich badanych zmiennych można wyróżnić te, które są:

- równoległe, gdy szczyt aktywności gospodarczej ma miejsce w tym samym czasie co zagregowanej działalności gospodarczej,
- wyprzedzające, gdy szczyt aktywności pojawia się z wyprzedzeniem względem zagregowanej działalności,
- opóźnione, gdy szczyt aktywności występuje później niż górny punkt zwrotny zagregowanej działalności gospodarczej.

Po drugiej wojnie światowej w badaniach nad cyklem koniunkturalnym w krajach o rozwiniętej gospodarce rynkowej, prowadzonych w NBER głównie przez Moora (1983) i Zarnowitza (1985), poszukiwano takich jego cech, które układałyby się w pewne prawidłowości. Sporządzano listy takich regularności, określając je mianem faktów empirycznych (*stylized facts*). Ich lista jest ciągle weryfikowana w kolejnych badaniach prowadzonych przez kolejne pokolenia badaczy nad przebiegiem współczesnych wahań koniunkturalnych. Do powszechnie akceptowanych faktów encyklopedia cykli koniunkturalnych zalicza następujące:

- odwrotną zależność między inflacją i bezrobociem,
- współzależność między inflacją cenową a płacową,
- procykliczny charakter płac,
- dodatni długookresowy trend wzrostu PKB,
- powtarzalność, ale nie okresowość wahań cyklicznych, prowadzącą do zróżnicowania czasu trwania poszczególnych faz i w konsekwencji do trudności z przewidywaniem punktów zwrotnych,
- procykliczną zależność między produktem gospodarki a produktywnością pracy,
- procykliczny charakter zysków,
- procykliczny charakter inwestycji,
- procykliczny charakter kredytów i agregatów pieniężnych (podaży pieniądza),
- tendencję do synchronizacji cykli w skali międzynarodowej (*Business cycles ...*, 1997).

Dynamiczny rozwój teorii cyklu koniunkturalnego obserwowany w ostatnim półwieczu, skłania autorów do powtórzenia za wybitnym badaczem wahań koniunkturalnych o polskich korzeniach, Victorem Zarnowitzem, pytania: czy nowe teorie lepiej wyjaśniają mechanizm cyklu koniunkturalnego od poprzednich, przybliżając nas do pełnego poznania jego przyczyn? Zdaniem profesora Zarnowitza, niekoniecznie. Niektóre nowe teorie znajduje potwierdzenie w rzeczywistym przebiegu zdarzeń gospodarczych, inne nie (Zarnowitz, 1992). Podkreślając, iż ciągły rozwój metod i narzędzi badawczych, w tym budowa modeli makroekonomicznych, umożliwiają coraz bardziej dokładny opis prawidłowości ujawniających się w przebiegu cyklu koniunkturalnego, w swoich badaniach koncentrował się właśnie na ich opisie, był bowiem przekonany, że ich poznanie ma decydujące znaczenie dla prawidłowego poznania mechanizmu wahań cyklicznych i jest kluczowym czynnikiem falsyfikacji modeli teoretycznych.

Tym samym Zarnowitz kontynuował podejście zapoczątkowane przez Burnsa i Mitchella.

To podejście cechuje także wielu współczesnych badaczy wahań koniunktury. Podkreśla się, że cykl koniunkturalny to nie tylko zmiany PKB, ale przede wszystkim współzależne zmiany wielu wielkości ekonomicznych charakteryzujących działalność w sferze realnej i finansowej. Coraz częściej akcentuje się także konieczność uwzględnienia w analizie danych odnoszących się do oczekiwań uczestników procesów gospodarczych (m.in.: Lucas, 1981; Prescott, 1986).

Podążając tym tropem, wielu badaczy koncentruje się na poszukiwaniu kolejnych prawidłowości, wydłużając ich listę (Abel i Bernanke, 1992; Zarnowitz, 1973, 1992; Snowdon i Vane, 1998; Altug, 2010). Najdłuższą jak do tej pory sporządził Altug. Jego lista najbardziej znaczących prawidłowości powtarzających się w kolejnych cyklach, obejmuje aż 20 pozycji. Do najważniejszych zalicza następujące:

- zmiany produktu realnego następują we wszystkich sektorach gospodarki równocześnie (dodatnia korelacja). Wyjątek stanowią produkcja rolna i wydobywanie surowców naturalnych,
- konsumpcja, inwestycje, zapasy i import mają charakter silnie procykliczny. Konsumpcja dóbr trwałego użytku zmienia się bardziej niż dóbr konsumpcyjnych i usług, a jej wahania są silniejsze niż wahania PKB,
- inwestycje są procykliczne i reagują z opóźnieniem,
- wydatki rządowe są acykliczne,
- eksport netto jest antycykliczny, gdyż import jest bardziej procykliczny niż eksport,
- zatrudnienie i wykorzystanie mocy produkcyjnych są silnie procykliczne,
- fluktuacje zatrudnienia są podobne do fluktuacji PKB,
- płace realne są procykliczne bądź acykliczne,
- produktywność jest słabo procykliczna, ale zarówno płace realne jak i produktywność zmieniają się mniej niż produkt,
- zyski są bardzo zmienne,
- nominalne stopy procentowe są procykliczne,
- podaż pieniądza jest procykliczna,
- premie za ryzyko wykazują tendencję do zmniejszania się w czasie ekspansji i zwiększania w czasie recesji,
- indeksy giełdowe są dodatnio skorelowane i wyprzedzają zmiany stopy wzrostu PKB,
- podaż pieniądza M2 jest procykliczna i wyprzedza wzrost PKB,

- zachowanie cen i inflacji zmienia się w czasie. Przed II wojną światową było procykliczne, od 1980 r. wydaje się być antycykliczne,
- odchylenie standardowe inflacji jest mniejsze niż PKB,
- inflacja jest wskaźnikiem równoległym,
- po II wojnie światowej trwałość inflacji (uporczywość) jest większa,
- korelacja wahań PKB w poszczególnych krajach jest większa w okresie powojennym (Altug, 2010).

W niniejszej pracy podejmujemy próbę zbadania, czy ww. fakty empiryczne znajdują odzwierciedlenie w danych jakościowych gromadzonych w badaniach koniunktury metodą testu. Skupiamy się na realnej stronie procesów gospodarczych, toteż przedmiotem naszych badań będą następujące spośród wymienionych wyżej prawidłowości:

- regularność wahań cyklicznych ze szczególnym uwzględnieniem:
 - sekwencji zachodzących zmian,
 - lokalizacji punktów zwrotnych,
 - czasu trwania poszczególnych faz i cykli,
 - amplitudy wahań;
- wzajemne powiązania między wahaniami cyklicznymi poszczególnych zmiennych oraz ich związek z wahaniami cyklicznymi zagregowanego produktu;
- charakter zmian poszczególnych zmiennych względem zmian zmiennej referencyjnej.

W analizie wykorzystane zostaną dane IRG SGH z badań koniunktury w przemyśle przetwórczym. Jest to badanie prowadzone w cyklu miesięcznym, dzięki czemu dysponujemy stosunkowo dużą ilością obserwacji.

Dane jakościowe gromadzone w badaniach koniunktury metodą testu są artykulacją opinii uczestników działalności gospodarczej w odniesieniu do aktualnego stanu badanych procesów. Wyrażają także ich przewidywania co do przyszłych zdarzeń. Uwzględniając je w opisie przebiegu wahań cyklicznych, dodamy nowe elementy. Mamy nadzieję, iż w ten sposób uzupełniony opis zdarzeń gospodarczych przyczyni się do pełniejszego poznania zjawiska cyklu koniunkturalnego.

3. Dualny opis zdarzeń gospodarczych; dane ilościowe a jakościowe

W analizie prawidłowości występujących w cyklu koniunkturalnym i ich zakłóceń używa się zazwyczaj zmiennych ilościowych gromadzonych zarówno przez urzędy statystyczne, jak i instytucje finansowe czy

organizacje producentów. Ze względu na złożoność działalności gospodarczej zakres dostępnych informacji jest wciąż niedostateczny i niewystarczający dla badaczy, toteż do listy analizowanych zmiennych – w miarę pojawiających się możliwości – dokładane są kolejne. Do zmiennych opisujących sferę realną i nominalną (pieniężną) gospodarki postuluje się obecnie dodawanie zmiennych wyrażających oczekiwania podmiotów gospodarczych. Taką zawartość informacyjną mają dane pozyskiwane w badaniach koniunktury metodą testu. W odróżnieniu od twardych danych statystycznych są one określane mianem miękkich lub jakościowych.

Dane jakościowe przedstawiają opinie podmiotów gospodarczych uczestniczących w badaniu ankietowym i reprezentują szerokie spektrum aktywności gospodarczej. Badania koniunktury prowadzone w IRG SGH obejmują sześć sektorów: przemysł przetwórczy, gospodarstwa domowe, rolnictwo, budownictwo, handel i sektor finansowy. W każdym sektorze (poza rolnictwem) podstawowym narzędziem badawczym jest zharmonizowana ankieta badawcza, obejmująca kluczowe dla danego sektora zmienne. Uczestniczący w badaniach przedsiębiorcy i konsumenci w odpowiedzi na pytania ankiety formułują opinie dotyczące stanu obecnego danej zmiennej jak i przewidywań na przyszłość. Horyzont przewidywań jest zmienny; w zależności od pytania obejmuje od 3 do 12 miesięcy². Dla każdego z pytań ankiety obliczane są tzw. salda bilansowe, które są ilościową prezentacją zebranych opinii. Na podstawie sald konstruuje się wskaźniki koniunktury, wśród których wyróżniamy proste wskaźniki koniunktury obliczane dla poszczególnych sektorów oraz barometry koniunktury (złożone wskaźniki koniunktury) opracowywane dla całej gospodarki. Zharmonizowane zasady obliczania sald i wskaźników złożonych są publikowane przez Komisję Europejską³.

Zmienne monitorowane w badaniach koniunktury są dobrane w taki sposób, aby umożliwiły wszechstronne opisanie działalności gospodarczej (Adamowicz, 2001; Oppenlander, 2002). Dla ekonomistów reprezentujących różne szkoły myślenia ekonomicznego taka wszechstronność opisu zdarzeń gospodarczych może mieć duże znaczenie. W szczególności, zbiory danych gromadzonych w badaniach koniunktury charakteryzują się następującymi cechami:

² Szczegółowy opis narzędzi i procedur badawczych zawierają opracowania: Bieć, 1996; Rekowski (red.), 1997.

³ Najnowsze definicje zarówno sald bilansowych jak i wskaźników oraz barometrów koniunktury znaleźć można w *The joint ...* (2007).

- zawierają zestaw zmiennych opisujących stronę popytową (zamówienia – ogółem i eksportowe) i podażową (m.in. produkcja, zatrudnienie),
- zdarzenia przedstawiane są w sposób dualny, tzn. dla każdej zmiennej podawana jest ocena tego, co się wydarzyło (stan), jak i oczekiwana zmiana (przewidywania),
- dostarczają informacji o zdarzeniach nierejestrowanych w statystykach ilościowych. Są to przede wszystkim przewidywania dotyczące najbliższej przyszłości, ale także opinie przedsiębiorstw o kondycji danej branży i całej gospodarki, barierach działalności gospodarczej czy zamierzeniach inwestycyjnych,
- pozyskiwane są bardzo szybko, umożliwiając opisywanie działalności gospodarczej w „czasie rzeczywistym”, niemal równocześnie z zachodzącymi zdarzeniami,
- mają ekspercki charakter, co wynika z faktu, iż źródłem informacji są podmioty działające na rynkach: przedsiębiorstwa, gospodarstwa domowe i gospodarstwa rolne, a więc dane pozyskiwane są niejako „z pierwszej ręki”,
- zasady ich gromadzenia i przetwarzania są ujednocnione w skali międzynarodowej, co stwarza możliwość zastosowania zarówno samych danych jak i wyników ich analiz do porównań w skali międzynarodowej.

Oczywiście dane te nie są pozbawione wad. Jako największą z nich zwykle wymienia się tę, iż dane jakościowe przedstawiają opinie badanych podmiotów, a nie twarde fakty. Opinie te mogą być formułowane pod wpływem chwilowych emocji, co może się przekładać na chwiejność opisu badanego zjawiska. W długiej historii badań koniunktury metodą testu poszukiwano także metod eliminacji tych emocji. Doświadczenia IRG SGH w tej dziedzinie wykazują, iż w odróżnieniu od innych podmiotów przedsiębiorcy nie ulegają tak łatwo emocjom chwili, a raczej chłodno kalkulują. Dlatego też ich opinie są bardziej stabilne niż innych uczestników badań opinii publicznej.

Wymienione cechy danych gromadzonych w badaniach koniunktury wskazują na ich wysoką przydatność do bieżącego monitorowania procesów gospodarczych, poszerzają możliwości analizowania i prognozowania działalności gospodarczej. Przeprowadzone badania i analizy (m.in.: Adamowicz, 2001; Dudek i Walczyk, 2004) wykazały, iż pozyskiwane w badaniach IRG SGH dane dobrze odwzorowują rzeczywisty przebieg działalności gospodarczej. Badania dotyczące zgodności opisu zdarzeń gospodarczych przez dane jakościowe z opisem dostarczanym przez dane ilościowe pozwalają stwierdzić, że spełniają one

w sposób zadowalający to zadanie. Analizy wykazały także, iż tworzone na podstawie danych jakościowych lub z ich wykorzystaniem wskaźniki syntetyczne mają właściwości wyprzedzające. Ich zastosowanie w monitorowaniu przebiegu działalności umożliwia zatem bardzo wczesne zorientowanie się w rzeczywistości gospodarczej i wychwycenie sygnalizowanych zmian jej dynamiki (Matkowski, 2001, 2004; Drozdowicz-Bieć, 2002; Szeplewicz 2011). Syntetyczne wskaźniki i barometry koniunktury umożliwiają także śledzenie związków między zachowaniami podmiotów gospodarczych, prowadzących działalność w różnych branżach, oraz ocenę ich wpływu na zachowanie się całego systemu gospodarczego. Z perspektywy już ponad dwudziestoletniego okresu badania koniunktury w gospodarce możemy stwierdzić, iż posługując się wynikami tych badań, trafnie diagnozowaliśmy najważniejsze wydarzenia w okresie transformacji naszego systemu gospodarczego.

Dla użyteczności danych jakościowych równie istotne znaczenie jak ich wiarygodność ma zakres informacji, jaki możemy dzięki nim uzyskać. Odpowiedź na pytanie, czy dane te w sposób znaczący uzupełniają zestaw informacji możliwych do pozyskania z innych źródeł, jest jednoznacznie pozytywna. Świadczy o tym przede wszystkim ilość zmiennych obserwowanych w badaniach koniunktury i wskaźników syntetycznych, tworzonych zarówno na podstawie danych jakościowych jak i w połączeniu z danymi ilościowymi. Wydaje się, że dla użytkowników tych danych zarówno przy podejmowaniu bieżących decyzji gospodarczych, jak i rozstrzyganiu dylematów dotyczących przyszłości, duże znaczenie ma możliwość wykorzystania informacji niedostępnych z innych źródeł. Takimi są wszelkie informacje o zamierzeniach przedsiębiorców na najbliższą przyszłość. IRG SGH gromadzi te informacje w odniesieniu do głównych pytań testu. Cennym uzupełnieniem dla odbiorców są także informacje dotyczące wykorzystania mocy produkcyjnych, konkurencyjności polskich towarów na rynkach zagranicznych, barierach działalności gospodarczej, zamierzeniach inwestycyjnych czy opinie o kondycji całej gospodarki. W ten sposób poszerzamy zasoby informacji o zachowaniach uczestników gospodarki oraz możemy śledzić zmiany w nich zachodzące (Adamowicz i Podgórska, 1999).

4. Metody badawcze

Poszukując w opisie zmian poziomu ogólnej aktywności gospodarczej potwierdzenia występowania faktów empirycznych, skupimy się na badaniu

koniunktury w przemyśle przetwórczym, badając zmiany w przebiegu następujących wielkości:

- wskaźnika koniunktury w przemyśle jako miernika zagregowanego produktu tego sektora (IND_IND),
- poziomu produkcji (IND_PROD),
- portfela zamówień (IND_ORD),
- zapasów (IND_INV),
- cen (IND_PRICE),
- zatrudnienia (IND_EMPL),
- sytuacji finansowej (IND_FIN).

Wskaźnik koniunktury i salda poszczególnych zmiennych obliczane są zgodnie z zaleceniami Komisji Europejskiej. Wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym jest obliczany jako średnia arytmetyczna sald przewidywanego poziomu produkcji, portfela zamówień i zapasów ze znakiem odwróconym⁴. Dla wszystkich zmiennych salda są obliczane jako różnice między odsetkiem respondentów stwierdzających poprawę sytuacji a odsetkiem informujących o jej pogorszeniu. Wahania aktywności gospodarczej w przemyśle przetwórczym przedstawione zostaną na tle wahań jednopostawowego (2005=100) indeksu produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego w cenach stałych (IND_CHF).

Okres analizy rozciąga się od marca 1997 r. do sierpnia 2012 r. (185 obserwacji).

Analizę wahań cyklicznych przeprowadziliśmy w konwencji cyklu wzrostowego, stosując podejście cyklu odchyień. Czynniki cykliczne badanych zmiennych wyestymowano za pomocą filtru Christiano-Fitzgeralda (1998). Do lokalizacji punktów zwrotnych zastosowaliśmy metodę Bry-Boschan (1971), a do analizy cech morfologicznych wahań cyklicznych – miary zmienności i rozproszenia, tj. pomiar długości poszczególnych faz i cykli, wartości ekstremalnych, odchylenia standardowego, amplitudy i intensywności oraz analizę korelacji krzyżowych. Na podstawie otrzymanych wyników przeprowadziliśmy analizę porównawczą cech morfologicznych⁵.

⁴ Od rozpoczęcia badań koniunktury w przemyśle przetwórczym w IRG, czyli od 1986 roku, stosowano metodę obliczania wskaźnika koniunktury wzorowaną na metodzie Ifo. Zgodnie z nią wskaźnik był liczony jako średnia ruchoma sald stanu i przewidywań poziomu produkcji z ostatnich 3 miesięcy.

⁵ Szczegółowy opis metod badawczych znajduje się w pracy Adamowicz i in. (2012).

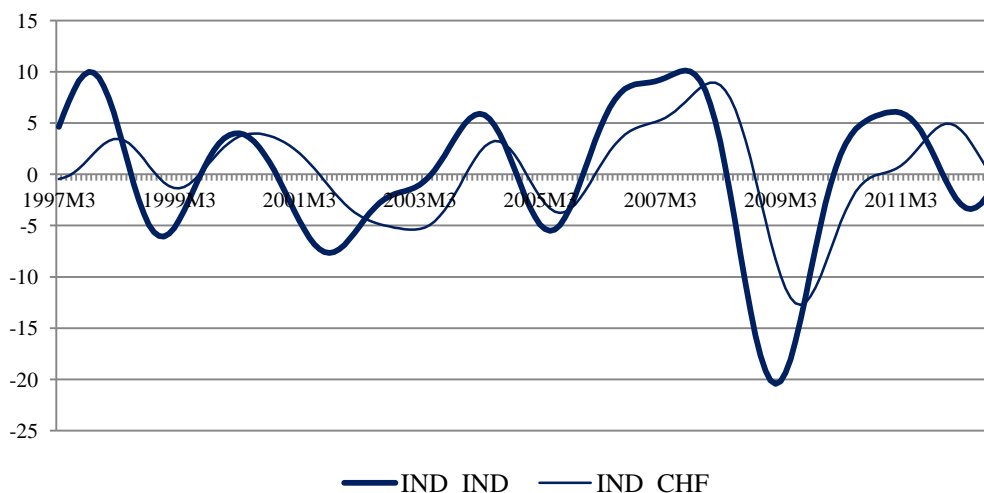
5. Uzyskane wyniki

W przemyśle przetwórczym zmiany aktywności przedsiębiorstw, opisywane zarówno przez wskaźnik koniunktury jak i poszczególne zmienne, są silnie skorelowane z wahaniami czynnika cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu. Dla wskaźnika koniunktury w przemyśle wartość wskaźnika korelacji równoczesnej wynosi 0,62 pkt., zaś najwyższą wartość, 0,9 pkt., wskaźnik przyjmuje przy wyprzedzeniu o 5 miesięcy. Wartość odchylenia standardowego wynosi 6,84 pkt. W waniach obu zmiennych wyróżniono trzy pełne cykle, zarówno licząc zarówno odległości między górnymi jak i dolnymi punktami zwrotnymi. Czas trwania poszczególnych cykli był zróżnicowany. Dla odległości między górnymi punktami zwrotnymi były to kolejno: 48, 41 i 42 miesiące. Dla odległości między dolnymi punktami zwrotnymi, odpowiednio: 33, 44 i 45 miesięcy⁶. Czasy trwania poszczególnych cykli były więc zróżnicowane. Ilość sygnalizowanych punktów zwrotnych dla wskaźnika koniunktury jest o jeden większa niż dla produkcji sprzedanej przemysłu, co wynika z faktu, iż sygnalizuje on zakończenie kolejnej fazy spadkowej w ostatnim cyklu, czego w danych ilościowych jeszcze nie stwierdzono. Punkty zwrotne w waniach wskaźnika koniunktury występują z wyprzedzeniem względem zmian produkcji sprzedanej przemysłu. Wyprzedzenia w punktach zwrotnych wynoszą od 2 do 5 miesięcy. Czas trwania faz wzrostowych, od 15 do 30 miesięcy, jest dłuższy niż spadkowych, które trwają od 14 do 18 miesięcy. Amplituda wahań obu zmiennych jest zbliżona. Skala wahań mieści się w granicach od 10 do 30 punktów procentowych i zwiększa się w kolejnych cyklach. Największą amplitudę stwierdzono dla fazy spadkowej podczas kryzysu finansowego i ekonomicznego. Tendencje te są przedstawione na rysunku nr 1. Szczegółowe dane dotyczące analizowanych cech morfologicznych zawarte są w tabelach załącznika.

Także dla pozostałych objętych analizą zmiennych stwierdzono występowanie dodatniej korelacji z wahaniami produkcji sprzedanej przemysłu. Wartość wskaźnika korelacji jednoczesnej dla poziomu produkcji wynosi 0,54 pkt., maksymalna wartość dla wyprzedzenia o 6 miesięcy to 0,85 pkt. Dla portfela zamówień wartości tych miar wynoszą, odpowiednio: 0,65 i 0,88 pkt. (wyprzedzenie o 5 miesięcy), dla zapasów 0,09 i 0,59 pkt. (wyprzedzenie o 8 miesięcy), dla cen 0,81 i 0,85 pkt. (wyprzedzenie o 2 miesiące), dla zatrudnienia 0,65 i 0,78 pkt. (wyprzedzenie o 4 miesiące), zaś dla sytuacji finansowej 0,63 i 0,87

⁶ Pełne datowanie cykli koniunkturalnych tamże, r. III.

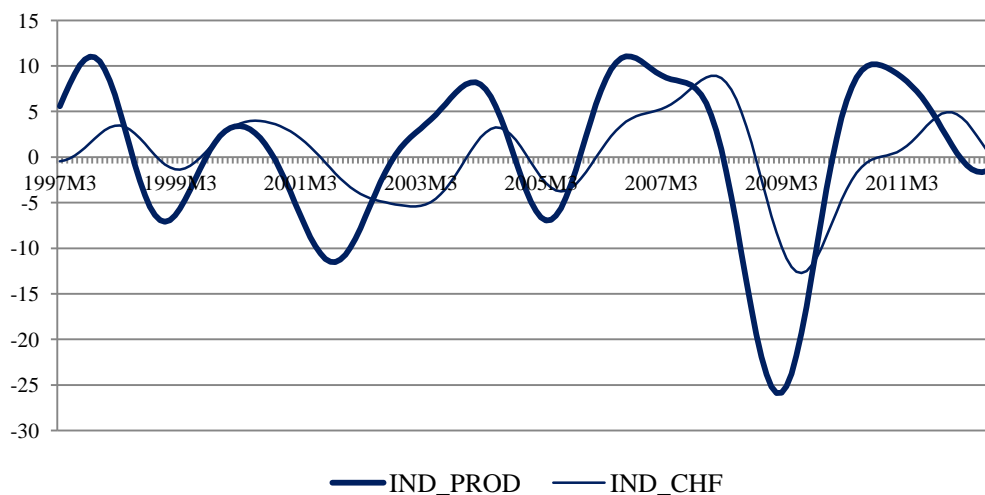
(wyprzedzenie o 5 miesięcy). Najniższe, dodatnie wartości wskaźnik korelacji przyjmuje dla zapasów, ale nawet dla tej zmiennej maksymalna wartość przekracza 0,5 pkt. Dłuższy niż dla pozostałych zmiennych jest jednak okres wyprzedzenia. Taką samą ilość cykli jak dla produkcji sprzedanej przemysłu, oprócz wskaźnika koniunktury, stwierdzono dla produkcji, zamówień, cen, zatrudnienia i sytuacji finansowej przedsiębiorstw. Jeden cykl więcej, mierzony między górnymi punktami zwrotnymi, odnotowano w wahanich zapasów. Pozostałe cechy wahań poszczególnych zmiennych były bardziej zróżnicowane.



Rysunek 1. Wahania czynnika cyklicznego wskaźnika koniunktury na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu (na osi pionowej mierzony jest zakres wahań w punktach procentowych, na osi poziomej – czas w miesiącach, M)

Źródło: opracowanie własne.

W wahaniami poziomu produkcji, przedstawionych na rysunku nr 2, zwraca uwagę nieco inna niż dla wskaźnika koniunktury lokalizacja punktów zwrotnych. Wyprzedzenie w dalszym ciągu wynosi od 3 do 5 miesięcy, jednak różnice w położeniu punktów zwrotnych skutkują odmiennym czasem trwania wyróżnionych cykli i faz.



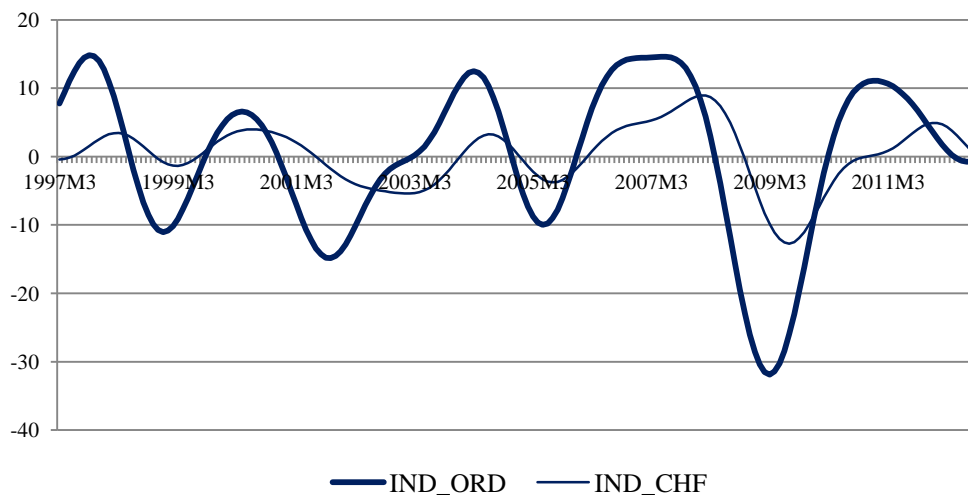
Rysunek 2. Wahania czynnika cyklicznego salda poziomu produkcji na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu (oznaczenia osi jak na rysunku 1)

Źródło: opracowanie własne.

Czas trwania cykli oddzielonych górnymi punktami zwrotnymi wynosi kolejno: 47, 30 i 50 miesięcy, a cykli mierzonych między dolnymi punktami: 34, 42 i 46 miesięcy. Podobnie zróżnicowane są fazy spadkowe i wzrostowe w poszczególnych cyklach. Czas trwania faz wzrostowych to 15-28 miesięcy, podczas gdy faz spadkowych 14-30 miesięcy. Zróżnicowanie czasu trwania poszczególnych faz spadkowych i wzrostowych jest więc nieco mniejsze niż w przypadku wskaźnika koniunktury. Amplituda wahań produkcji mieści się w granicach od 11 do 27 punktów procentowych, jest więc nieco mniejsza niż dla wskaźnika koniunktury. Podobnie jak dla wskaźnika koniunktury, największą amplitudę stwierdzono podczas ostatniego kryzysu finansowego. Także dla tej zmiennej zlokalizowano dolny punkt zwrotny, sygnalizujący zakończenie ostatniej fazy spadkowej. Przebieg wahań ogólnego portfela zamówień przedstawiony jest na rysunku nr 3.

Punkty zwrotne w wahaniami zamówień ogółem także są zlokalizowane z wyprzedzeniem względem zmiennej referencyjnej. Wyprzedzenie wynosi od 2 do 8 miesięcy, jest więc nieco większe niż dla wskaźnika koniunktury i poziomu produkcji. Czas trwania kolejnych cykli między górnymi punktami zwrotnymi to, odpowiednio: 47, 38 i 43 miesiące, a między dolnymi punktami zwrotnymi: 34, 43 i 46 miesięcy.

Fazy wzrostowe trwają od 16 do 29 miesięcy, spadkowe są krótsze – od 14 do 22 miesięcy. Amplituda wahań kształtuje się w granicach od 18 do 46 punktów procentowych. Jest zatem wyższa niż w przypadku obu poprzednich zmiennych. Największą amplitudę odnotowano podczas ostatniego światowego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Także dla portfela zamówień zlokalizowano punkt zwrotny w ostatniej fazie spadkowej.

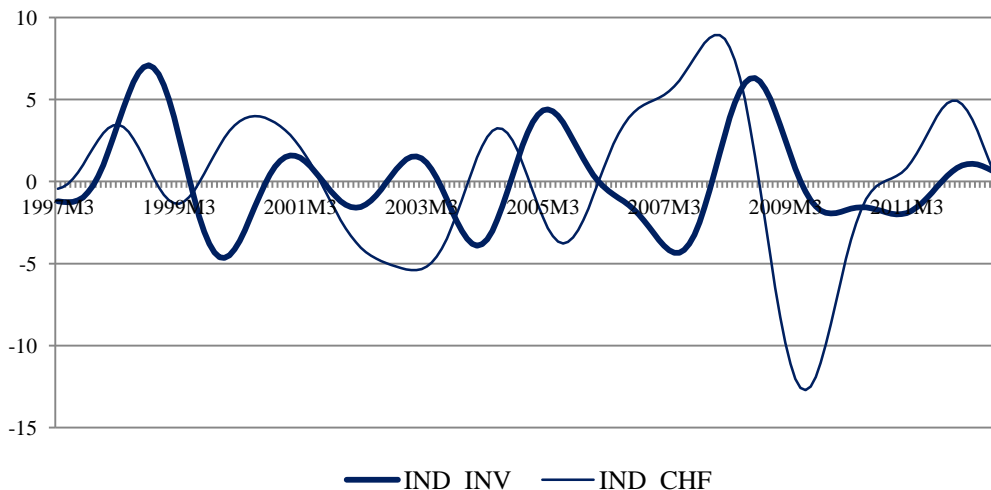


Rysunek 3. Wahania czynnika cyklicznego salda zamówień na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu (oznaczenia osi jak na rysunku 1)

Źródło: opracowanie własne.

Wahania zapasów bardziej odbiegają od wahań zmiennej referencyjnej niż w przypadku wcześniej omawianych zmiennych. Wyróżniono dwa dodatkowe punkty zwrotne, co zmienia liczbę cykli i czas ich trwania. Jak wspomniano, jeden dodatkowy cykl odnotowano, licząc odległości między górnymi punktami zwrotnymi. Czas trwania czterech cykli, jakie wyznaczono między górnymi punktami zwrotnymi, to: 28, 25, 26 i 41 miesięcy, a między dolnymi punktami: 26, 24 i 40 miesięcy. Dodatkowe punkty zwrotne skutkują także skróceniem czasu trwania poszczególnych faz. Fazy wzrostowe trwają od 12 do 15 miesięcy, fazy spadkowe od 12 do 26 miesięcy, są więc dłuższe od faz wzrostowych. Wyprzedzenia w lokalizacji punktów zwrotnych wynoszą od 4 do 10

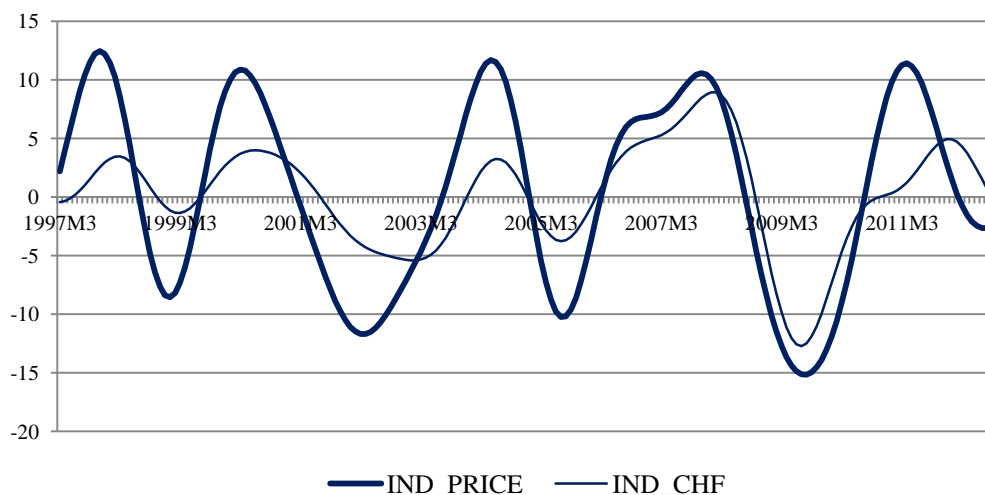
miesiące i są największe spośród wszystkich zmiennych. Amplituda wahań tej zmiennej jest z kolei mniejsza, mieści się w granicach od 3 do 12 punktów procentowych. Przebieg wahań zapasów przedstawiono na rysunku nr 4.



Rysunek 4. Wahania czynnika cyklicznego salda zapasów na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu (oznaczenia osi jak na rysunku 1)

Źródło: opracowanie własne.

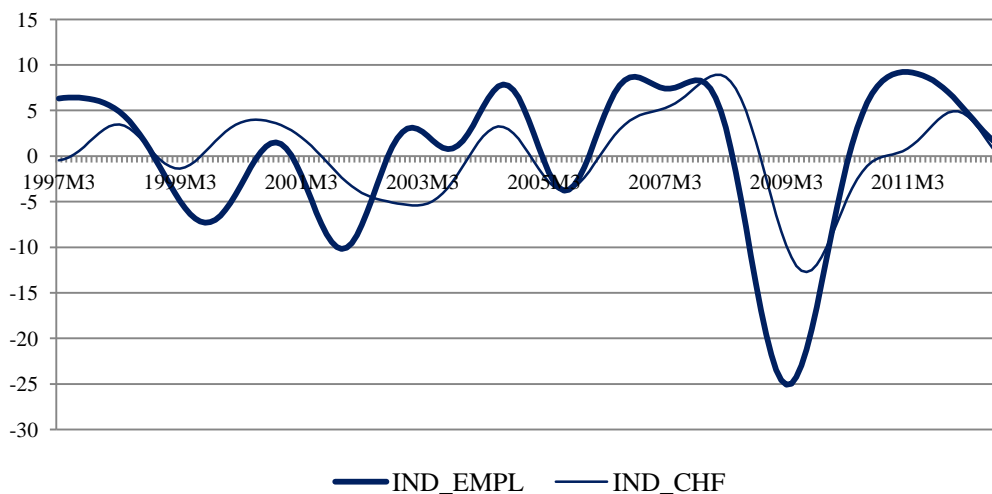
Przebieg wahań cen wydaje się najbardziej zbliżony do wahań zmiennej referencyjnej. Przystawiamy je na rysunku nr 5. Dla tej zmiennej wyprzedzenia w lokalizacji punktów zwrotnych wynoszą od 1 do 3 miesięcy. Wartość maksymalną wyprzedzenia przyjęło tylko jeden raz. Także jeden raz, w lipcu 2007 r., górny punkt zwrotny wystąpił w tym samym czasie co dla zmiennej referencyjnej. To powoduje duże podobieństwo ze zmienną referencyjną pod względem czasu trwania zarówno cykli jak i poszczególnych faz. Czas trwania kolejnych cykli, odmierzonych między górnymi punktami zwrotnymi, wynosi: 50, 43 i 41 miesięcy, a między dolnymi punktami, odpowiednio: 39, 40 i 49 miesięcy. Czas trwania faz wzrostowych waha się od 14 do 28 miesięcy, zaś faz spadkowych od 15 do 25 miesięcy. Amplituda wahań cen jest większa niż zmiennej referencyjnej, jednak mieści się w granicach 20-28 punktów procentowych. Różnice między zakresem wahań w poszczególnych cyklach są stosunkowo niewielkie.



Rysunek 5. Wahania czynnika cyklicznego salda cen na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu (oznaczenia osi jak na rysunku 1)

Źródło: opracowanie własne.

Zatrudnienie jest jedyną zmienną spośród objętych badaniem, dla której stwierdzono opóźnienie w lokalizacji punktów zwrotnych w stosunku do zmiennej referencyjnej. Wynosi ono od 1 do 5 miesięcy. Tylko jeden raz, w dolnym punkcie zwrotnym kryzysu finansowego, stwierdzono wyprzedzenie względem zmiennej referencyjnej, wynoszące 4 miesiące. Także jeden raz, w lipcu 2007 r., górny punkt zwrotny zlokalizowano w tym samym czasie co dla zmiennej referencyjnej. Wahania zatrudnienia są przedstawione na rysunku nr 6. Czas trwania poszczególnych cykli, datowanych dla górnych punktów zwrotnych, wynosi, odpowiednio: 45, 26 i 54 miesiące; dla dolnych punktów zwrotnych: 27, 44 i 44 miesiące. Fazy wzrostowe trwają od 14 do 32 miesięcy, fazy spadkowe od 12 do 30 miesięcy i są krótsze od faz wzrostowych. Amplituda wahań zatrudnienia sięga od 9 do 35 punktów procentowych. Największą amplitudę odnotowano podczas ostatniego światowego kryzysu finansowego i ekonomicznego.



Rysunek 6. Wahania czynnika cyklicznego salda zatrudnienia na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu (oznaczenia osi jak na rysunku 1)

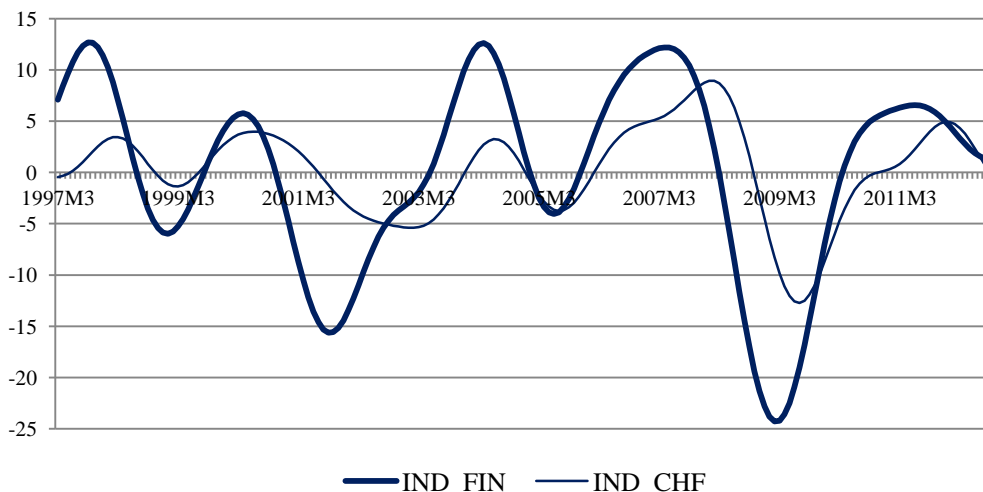
Źródło: opracowanie własne.

Saldo sytuacji finansowej przedsiębiorstw, tak jak większość analizowanych zmiennych, ma charakter wyprzedzający. Wyprzedzenia w punktach zwrotnych wynoszą od 1 do 5 miesięcy. Czas trwania poszczególnych cykli, mierzonych między górnymi punktami zwrotnymi, to: 48, 36 i 50 miesięcy; a cykli oddzielonych dolnymi punktami zwrotnymi: 32, 45 i 44 miesiące. Fazy wzrostowe trwają od 14 do 32 miesięcy, a fazy spadkowe od 12 do 30 i są krótsze od faz wzrostowych, chociaż różnica jest niewielka. Amplituda wahań tej zmiennej sięga od 12 do 36 punktów. Jest największa w czasie ostatniego kryzysu finansowego. Przebieg wahań sytuacji finansowej przedsiębiorstw jest przedstawiony na rysunku nr 7.

6. Wnioski

Przeprowadzona analiza potwierdza powszechność i powtarzalność wahań cyklicznych w przemyśle przetwórczym. Wahania cykliczne stwierdzono we wszystkich analizowanych zmiennych, monitorowanych w badaniu koniunktury w przemyśle przetwórczym. Były one dodatnio skorelowane z wahaniami zmiennej referencyjnej. Najwyższe wartości wskaźnik korelacji równoczesnej przyjął dla sald cen, portfela zamówień i zatrudnienia. Maksymalne wartości wskaźnika korelacji dla wyprzedzeń

nieprzekraczających 5 miesięcy dla produkcji, portfela zamówień, cen, zatrudnienia i sytuacji finansowej przekraczały 0,8 pkt. Najwyższą wartość wskaźnik przyjął dla wskaźnika koniunktury, najniższą dla zapasów.



Rysunek 7. Wahania czynnika cyklicznego salda sytuacji finansowej przedsiębiorstw na tle wahań czynnika cyklicznego produkcji sprzedanej przemysłu (oznaczenia osi jak na rysunku 1)

Źródło: opracowanie własne.

W badanym okresie wyróżniono trzy pełne cykle, wyznaczone zarówno przez górne jak i dolne punkty zwrotne. Czas trwania poszczególnych cykli był jednak różny, co stanowi potwierdzenie faktu, iż wahania cykliczne nie są okresowe. Tylko w przebiegu jednej zmiennej – zapasów – wyróżniono dodatkowy cykl, co wpłynęło na dalsze zróżnicowanie czasu trwania poszczególnych cykli. Czas trwania cykli zmieniał się od 24 do 54 miesięcy.

Podobne zróżnicowanie dotyczyło czasu trwania poszczególnych faz. Dla pięciu zmiennych: wskaźnika koniunktury w przemyśle, portfela zamówień, cen, zatrudnienia i sytuacji finansowej czas trwania faz wzrostowych był dłuższy niż spadkowych. Dla dwóch zmiennych: poziomu produkcji i zapasów dłuższy był czas trwania faz spadkowych.

Dla siedmiu spośród badanych zmiennych stwierdzono wyprzedzenie w lokalizacji punktów zwrotnych względem zmiennej referencyjnej. Najmniejsze wyprzedzenia, nieprzekraczające 3 miesięcy, stwierdzono dla

cen; największe dla portfela zamówień i zapasów. Tylko jedna z analizowanych zmiennych – zatrudnienie – miała charakter opóźniony. Opóźnienie wyniosło 5 miesięcy.

Różnice w lokalizacji punktów zwrotnych w kolejnych cyklach, jak i w wahaniach poszczególnych zmiennych, potwierdzają trudności z ich przewidywaniem.

Stwierdzono także różnice w zakresach wahań poszczególnych zmiennych. Największa amplituda w ostatnim cyklu, przekraczająca 46 punktów procentowych, cechowała wahania portfela zamówień; najniższą, sięgającą 12 pkt. proc., odnotowano dla zapasów. Dla większości zmiennych zakres wahań zwiększał się w kolejnych cyklach, przyjmując najwyższe wartości podczas ostatniego światowego kryzysu finansowego i ekonomicznego. Tylko w wahaniach cen można było zaobserwować podobną amplitudę wahań w kolejnych cyklach.

Przeprowadzona analiza potwierdza, iż dane jakościowe, podobnie jak dane ilościowe, odzwierciedlają pewne prawidłowości określane mianem faktów empirycznych. Badanie obejmowało swym zakresem tylko jeden, chociaż bardzo istotny dla gospodarki sektor, mianowicie przemysł przetwórczy. Wnioski mają zatem charakter wstępny. Ich dalsza weryfikacja wymaga rozszerzenia badania na inne objęte badaniami koniunktury sektory gospodarki.

Literatura

Andrew B. Abel, Ben Shalom Bernanke, *Macroeconomics*, Wesley, Reading 1992

Elżbieta Adamowicz, *Użyteczność badań koniunktury dla polityki ekonomicznej*, w: *Analiza tendencji rozwojowych w polskiej gospodarce na podstawie testu koniunktury. Metody i wyniki*, pr. zb. pod red. Elżbiety Adamowicz, Marka Męczarskiego i Marii Podgórskiej, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 70, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2001, s. 11-27

Elżbieta Adamowicz, Sławomir Dudek, Dawid Pachucki, Konrad Walczyk, *Wahania cykliczne w Polsce i strefie euro*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej”, nr 89, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2012

Elżbieta Adamowicz, Maria Podgórska, *Changes in Polish firms behavior during 1986-1996*, w: *Selected Papers submitted to the 23rd CIRET Conference 1997 in Helsinki*, pr. zb. pod red. Karla Oppenländera, Güntera Posera i Sandry Waller, CIRET Studien nr 53, Centre

- for International Research on Economic Tendency, Institut für Wirtschaftsforschung, Monachium 1999
- Sumru G. Altug, *Business cycles. Fact, fallacy and fantasy*, World Scientific, Singapur 2010
- Maria Bieć, *Test koniunktury. Metody, techniki, doświadczenia*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 48, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 1996
- Gerhard Bry, Charlotte Boschan, *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*, National Bureau of Economic Research, Nowy Jork 1971
- Arthur Frank Burns, Wesley Clair Mitchell, *Measuring business cycles*, National Bureau of Economic Research, Nowy Jork 1946
- Business cycles and depressions. An encyclopedia*, pr. zb. pod red. Davida Glasnera, Garland Publishing, Nowy Jork, Londyn 1997
- Lawrence J. Christiano, Terry J. Fitzgerald, *The business cycle: It's still a puzzle*, „Economic Perspectives”, vol. 22, nr 4, 1998, s. 56-83
- Francis X. Diebold, Glenn D. Rudebusch, *Five questions about business cycles*, „Economic Review”, 2001, s. 1-15
- Maria Drozdowicz-Bieć, *Charakterystyka wskaźników wyprzedzających*, w: *Diagnozy i prognozy stanu gospodarki w świetle badań koniunktury*, pr. zb. pod red. Elżbiety Adamowicz, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 73, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2002, s. 41-51
- Sławomir Dudek, Konrad Walczyk, *Business climate indicators to predict economic activity*, w: *Composite indicators of business activity for macroeconomic analysis*, pr. zb. pod red. Zbigniewa Matkowskiego, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 74, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2004, s. 283-298
- Philip A. Klein, Geoffrey Hoyt Moore, *Monitoring growth cycles in market-oriented countries. Developing and using international economic indicators*, Ballinger, Cambridge 1985
- Narayana R. Kocherlakota, *The equity premium: It's still a puzzle*, „Journal of Economic Literature”, vol. 34, nr 1 (marzec), 1996, s. 42-71
- Koniunktura gospodarcza Polski. Analiza grup produktowych*, pr. zb. pod red. Marka Rekowskiego, Akademia, Poznań 1997
- Tjalling Charles Koopmans, *Measurement without theory*, „Review of Economic Statistics”, vol. 29, nr 3 (sierpień), 1947, s. 161-172;

- przedruk w *Readings in business cycles*, pr. zb. pod red. Roberta A. Gordona i Lawrence'a R. Kleina, Irwin, Homewood 1965, s. 186-203
- Robert Emerson Lucas Jr, *Studies in business cycle theory*, Massachusetts Institute of Technology Press, Cambridge 1981
- Zbigniew Matkowski, *Economic sentiment indicators*, w: *Composite indicators of business activity for macroeconomic analysis*, pr. zb. pod red. Zbigniewa Matkowskiego, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 74, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2004, s. 233-269
- Zbigniew Matkowski, *Syntetyczne wskaźniki koniunktury dla gospodarki polskiej. Edycja 2000*, w: *Diagnozowanie kondycji gospodarki polskiej. Rekomendacje dla polityki gospodarczej*, pr. zb. pod red. Elżbiety Adamowicz, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 67, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2001, s. 135-197
- Wesley Clair Mitchell, *Business cycles: the problem and its setting*, National Bureau of Economic Research, Nowy Jork 1927
- Geoffrey Hoyt Moore, *Business cycles, inflation and forecasting*, „Studies in Business Cycles”, nr 24, National Bureau of Economic Research, Cambridge 1983
- Karl Heinrich Oppenländer, *Business cycle survey data: definition, importance and application*, referat przedstawiony podczas 26 Konferencji CIRET, Tajpej 2002
- Edward Christian Prescott, *Theory ahead of business cycle measurement*, „Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review”, vol. 10, nr 4 (jesień), 1986, s. 9-22
- Brian Snowdon, Howard R. Vane, *Modern macroeconomics: Its origins, development, and current state*, Elgar, Northampton 2005
- Karol Szeplewicz, *Wskaźniki wyprzedzające koniunktury*, w: *Zmiany aktywności gospodarczej w świetle wyników badań koniunktury*, pr. zb. pod red. Elżbiety Adamowicz, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 87, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2011, s. 33-64
- The joint harmonized EU programme of business and consumer surveys. User guide*, Komisja Europejska (Directorate-General for Economic and Financial Affairs), Bruksela 2007 (4 lipca)
- Victor Zarnowitz, *Business cycles. Theory, history, indicators, and forecasting*, University of Chicago Press, Chicago i Nowy Jork 1992

Victor Zarnowitz, *Orders, production and investment. A cyclical and structural analysis*, National Bureau of Economic Research, Cambridge 1973

Victor Zarnowitz, *Recent work on business cycles in historical perspective: A review of theories and evidence*, „Journal of Economic Literature”, vol. 23, nr 2 (czerwiec), 1985, s. 523-580

Victor Zarnowitz, Geoffrey Hoyt Moore, *Major changes in cyclical behavior*, w: *The American business cycle today: Continuity and change*, pr. zb. pod red. Roberta Gordona, National Bureau of Economic Research, Cambridge 1986, s. 519-582

Załącznik

Tabela 1. Statystyka czynnika cyklicznego badanych szeregów czasowych (ogółem, w poszczególnych cyklach i poszczególnych fazach)

	max	min	σ	r_0	r_{\max}	d	Δ	i	T-P			P-T			T-T			P-P		
									d	Δ	i	d	Δ	i	d	Δ	i	d	Δ	i
CHF	8,9	-12,7	4,53	-	-	20,67	10,8	0,6	20,33	8,9	0,44	21,0	-12,7	-0,68	41,33	18,2	0,45	45,5	18,9	0,42
IND	10,1	-20,4	6,84	0,62	0,9 (-5)	20,86	17,1	0,9	24	16,46	0,7	16,67	-17,9	-1,05	40,67	31,0	0,75	43,67	36,47	0,85
PROD	11,1	-25,9	8,66	0,54	0,85 (-6)	20,29	21,6	1,1	19,75	21,07	1,08	21,0	-22,3	-1,03	40,67	38,37	0,92	42,33	46,87	1,1
ORD	14,8	-31,9	11,28	0,65	0,88 (-5)	20,57	29,0	1,4	22,5	28,14	1,28	18,0	-30,1	-1,64	41,0	53,37	1,29	42,67	61,83	1,45
INV	7,1	-4,7	2,82	0,09	0,59 (-8)	15,0	6,5	0,4	13,5	7,08	0,51	17,0	-5,79	-0,35	30,0	11,67	0,38	30,67	13,1	0,42
PRICE	12,4	15,2	8,07	0,81	0,85 (-2)	21,14	22,9	1,1	21,75	22,54	1,1	20,33	-23,4	-1,2	42,67	44,6	1,05	44,67	47,0	1,06
EMPL	9,2	-25,1	8,03	0,65	0,78 (-4)	19,86	18,7	0,9	21,0	18,42	0,88	18,33	-19,1	-1,0	38,33	32,17	0,83	41,67	40,67	0,95
FIN	12,7	-24,3	9,23	0,63	0,87 (-5)	21,29	23,1	1,1	24,0	21,78	0,88	17,67	-24,9	-1,37	40,33	43,63	1,08	44,67	50,0	1,1

Objaśnienia: max – wartość maksymalna (w pkt), min – wartość minimalna (w pkt), σ – odchylenie standardowe (w pkt), r_0 – współczynnik korelacji ($t = 0$), r_{\max} – maksymalny współczynnik korelacji (w nawiasie wyprzedzenie w miesiącach), d – średnia długość fazy cyklu (w miesiącach), Δ - średnia zmiana w fazie cyklu (w pkt), i – średnia intensywność (w pkt/miesiąc), T-P – faza wzrostowa, P-T – faza spadkowa, T-T – cykl wyznaczony dolnymi punktami zwrotnymi, P-P – cykl wyznaczony górnymi punktami zwrotnymi.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH i Eurostat.

Tabela 2. Statystyka kolejnych faz cykli badanych zmiennych

	P-T			T-P			P-T			T-P			P-T			T-P			P-T			T-P		
	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>
CHF				15	5,4	0,36	32	-9,4	-0,29	16	8,6	0,54	13	-7,0	-0,54	30	12,7	0,42	18	-21,6	-1,2			
IND				15	10,1	0,67	18	-11,7	-0,65	30	13,6	0,45	14	-11,4	-0,81	27	15,6	0,58	18	-30,6	-1,7	24	26,5	1,11
PROD				15	10,5	0,7	19	-14,9	-0,79	28	19,7	0,7	14	-15,1	-1,08	16	18,0	1,13	30	-36,9	-1,23	20	36,0	1,8
ORD				16	17,6	1,1	18	-21,5	-1	29	27,4	0,94	14	-22,5	-1,61	24	24,6	1,02	22	-46,5	-2,11	21	43,0	2,05
INV	15	-11,7	-0,78	13	6,3	0,48	13	-3,2	-0,25	12	3,1	0,26	12	-5,4	-0,45	14	8,3	0,59	26	-8,7	-0,34	15	10,6	0,71
PRICE				14	19,4	1,39	25	-22,6	-0,9	25	23,4	0,93	15	-21,9	-1,46	28	20,8	0,74	21	-25,7	-1,23	20	26,6	1,33
EMPL				14	8,8	0,63	13	-11,7	-0,9	32	18,1	0,56	12	-11,6	-0,97	14	12,5	0,89	30	-33,8	-1,13	24	34,3	1,43
FIN				15	11,8	0,78	17	-21,4	-1,26	31	28,2	0,91	14	-16,7	-1,19	22	16,3	0,74	22	-36,5	-1,66	28	30,9	1,1

Objaśnienia: *d* – długość fazy cyklu (w miesiącach), Δ - zmiana w fazie cyklu (w pkt), *i* – intensywność (w pkt/miesiąc), T-P – faza wzrostowa, P-T – faza spadkowa.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH i Eurostat.

Tabela 3. Statystyka kolejnych cykli badanych zmiennych

	P-P			T-T			P-P			T-T			P-P			T-T			P-P		
	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>	<i>d</i>	Δ	<i>i</i>
CHF				47	14,8	0,31	48	18,0	0,38	29	15,6	0,54	43	19,7	0,46	48	24,3	0,51			
IND				33	21,8	0,7	48	25,3	0,53	44	25,0	0,57	41	27,0	0,66	45	46,2	1,03	42	57,1	1,36
PROD				34	25,4	0,75	47	34,6	0,74	42	34,8	0,83	30	33,1	1,1	46	54,9	1,19	50	72,9	1,46
ORD				34	39,1	1,15	47	48,9	1,04	43	49,9	1,16	38	47,1	1,24	46	71,1	1,55	43	89,5	2,08
INV	28	18	0,64	26	9,5	0,37	25	6,3	0,25	24	8,5	0,35	26	13,7	0,53	40	17,0	0,43	41	19,3	0,47
PRICE				39	42,0	1,08	50	46,0	0,92	40	45,3	1,13	43	42,7	0,99	49	46,5	0,95	41	52,3	1,28
EMPL				27	20,5	0,76	45	29,8	0,66	44	29,7	0,68	26	24,1	0,93	44	46,3	1,05	54	68,1	1,26
FIN				32	33,2	1,04	48	49,6	1,03	45	44,9	1,0	36	33,0	0,92	44	52,8	1,2	50	67,4	1,35

Objaśnienia: *d* – długość fazy cyklu (w miesiącach), Δ - zmiana w fazie cyklu (w pkt), *i* – intensywność (w pkt/miesiąc), T-T – cykl wyznaczony dolnymi punktami zwrotnymi, P-P – cykl wyznaczony górnymi punktami zwrotnymi.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH i Eurostat.

Tabela 4. Punkty zwrotne czynnika cyklicznego badanych szeregów czasowych oraz wyprzedzenia (-) / opóźnienia (+) względem zmiennej referencyjnej

	#	T	P	T	P	T	P	T	\bar{T}	\bar{P}	\bar{T}/\bar{P}
CHF	-	1999M3	2000M6	2003M2	2004M6	2005M7	2008M1	2009M7	-	-	-
IND	6/7	1998M12 -3	2000M3 -3	2001M9 ×	2004M3 -3	2005M5 -2	2007M8 -5	2009M2 -5	-3,33	-3,67	-3,5
PROD	5/7	1998M12 -3	2000M3 -3	2001M10 ×	2004M2 -4	2005M4 -3	2006M8 ×	2009M2 -5	-3,67	-3,5	-3,6
ORD	6/7	1998M12 -3	2000M4 -2	2001M10 ×	2004M3 -3	2005M5 -2	2007M5 -8	2009M3 -4	-3,0	-4,33	-3,67
INV	7/7	1998M9 -6	1999M12 -6	2003M2 0	2004M2 -4	2005M4 -5	2007M6 -7	2008M9 -10	-5,67	-2,5	-4,4
PRICE	6/7	1999M1 -2	2000M3 -3	2002M4 ×	2004M5 -1	2005M7 0	2007M11 -2	2009M8 +1	-0,33	-2,0	-1,17
EMPL	5/7	1999M8 +5	2000M10 +4	2001M11 ×	2004M7 +1	2005M7 0	2006M9 ×	2009M3 -4	0,33	2,5	1,2
FIN	6/7	1999M1 -2	2000M4 -2	2001M9 ×	2004M4 -2	2005M6 -1	2007M4 -9	2009M2 -5	-2,67	-4,33	-3,5

Objaśnienia: # - ilość sygnalizowanych punktów zwrotnych zmiennej referencyjnej, T – dolny punkt zwrotny, P – górny punkt zwrotny, \bar{T} – średnie wyprzedzenie (-) / opóźnienie (+) górnego punktu zwrotnego zmiennej referencyjnej (w miesiącach), \bar{P} - średnie wyprzedzenie (-) / opóźnienie (+) dolnego punktu zwrotnego zmiennej referencyjnej, \bar{T}/\bar{P} - średnie wyprzedzenie (-) / opóźnienie (+) punktu zwrotnego zmiennej referencyjnej.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH i Eurostat.

Koszty w cyklu koniunktury

Streszczenie

Artykuł omawia wybrane relacje przychodów i kosztów w cyklu koniunktury. Koszty zwykle postrzegane są jako wskaźniki opóźnione, tj. rosną po przekroczeniu górnego punktu zwrotnego cyklu koniunktury i spadają przez czas jakiś po osiągnięciu przez gospodarkę dna. Jednak relacja przychodów do kosztów z wyprzedzeniem pokazuje załamanie aktywności gospodarczej. W artykule omówiono wyprzedzający charakter relacji przychodów przedsiębiorstw do kosztów prowadzonej działalności gospodarczej, w szczególności: relację cen producentów do jednostkowych kosztów pracy, relację przychodów ze sprzedaży do zapasów wyrobów gotowych oraz relację długookresowych do krótkookresowych stóp procentowych. Relacje te przedstawiono dla gospodarki polskiej lat 1999-2011. Statystyki narodowe dostarczają bogatego materiału nt. szeroko rozumianych przychodów i kosztów. Odpowiednio skonstruowane na podstawie tych danych wskaźniki mogą być przydatne w prognozowaniu nadchodzącego załamania gospodarczego.

Słowa kluczowe: cykl koniunktury, wskaźniki wyprzedzające, koszty, ceny

Kod klasyfikacji JEL: E32, E43

[±] Instytut Rozwoju Gospodarczego, Szkoła Główna Handlowa w Warszawie

Maria Drozdowicz-Bieć[±]

Costs in a Business Cycle

Abstract

This paper discusses selected income-to-cost ratios in a business cycle. These costs alone are considered to be lagging indicators, ie they tend to rise after the peak of a business cycle and fall after the trough. However, the income-to-cost ratio creates the long-leading indicator. The following income-to-cost ratio leading indicators are studied: producer prices to labor unit costs ratio, sales to finished goods inventories ratio and interest rates spread (long-term interest rate of bonds versus short-term interbank rate). The performance of these indicators are presented using data from the Polish economy during 1999-2011 period. National statistics bring wide set of information on income, costs of doing business, and income/cost data of households. The indicators created from the data may be very useful for predicting downswings and recessions.

Keywords: business cycle, composite leading indicators, costs, prices

JEL classification: E32, E43

[±] Research Institute for Economics Research, Warsaw School of Economics

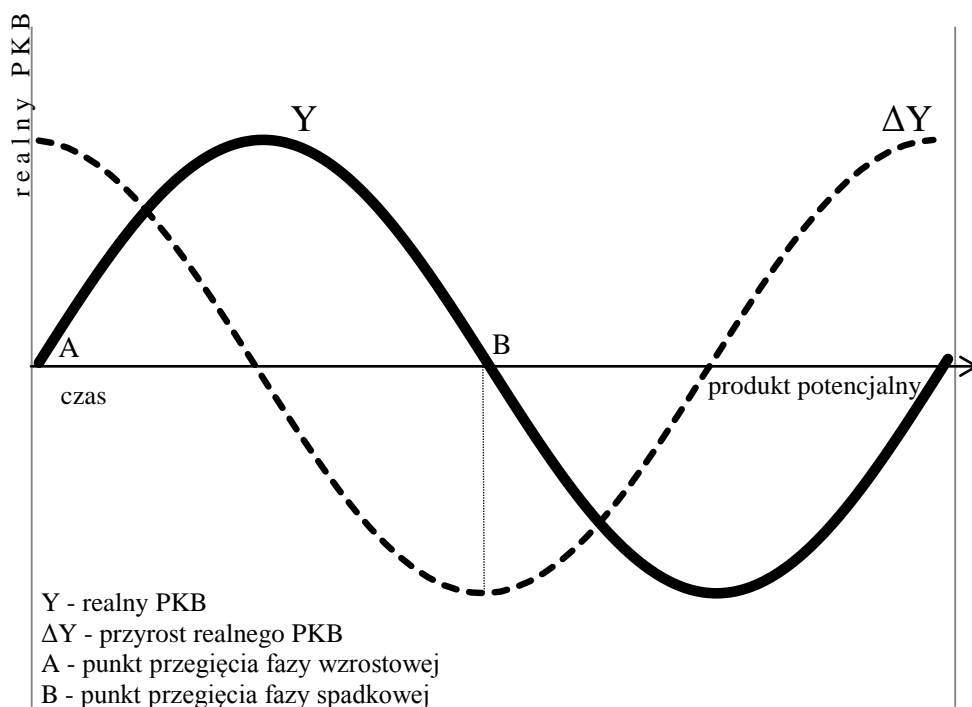
1. Wstęp

W analizach fluktuacji aktywności gospodarczej ekonomiści zazwyczaj koncentrują swą uwagę na wyznaczaniu podstawowych atrybutów cyklu koniunktury, co w praktyce sprowadza się do określenia:

- czasu trwania całego cyklu (długość cyklu),
- czasu trwania jego poszczególnych faz,
- wyznaczenia (datowania) punktów zwrotnych (górných i dolnych) oraz,
- określenia amplitud fazy wzrostowej i fazy spadku aktywności gospodarki.

Szczególną rolę przypisuje się w tym podejściu wyznaczaniu punktów zwrotnych, czyli wyznaczeniu momentów w czasie: odpowiadającemu najwyższej w danym cyklu aktywności gospodarki (górný punkt zwrotny) oraz wystąpienia najniższego poziomu aktywności gospodarczej fazy spadkowej cyklu (dolny punkt zwrotny). Takie podejście do analizy cyklu w naturalny sposób wyznacza jego dwie fazy: fazę wzrostu i fazę spadku aktywności gospodarki. Współcześnie podejście to dominuje w analizie koniunktury. Ograniczenie rozważań do dwóch faz cyklu może nasuwać wnioski, iż w ramach fazy wzrostowej mamy do czynienia z jednorodnym systemem procesów ekonomicznych, składających się na ożywienie i wzrost gospodarczy, zaś w fazie spadkowej - z innym, ale również jednorodnym systemem procesów gospodarowania, prowadzącym do spowolnienia lub kurczenia się gospodarki. W istocie jednak w fazie wzrostowej wyróżnić można co najmniej dwa zdecydowanie różne rodzaje procesów zachodzących w gospodarce. Podobnie w fazie spadku jej aktywności. Ilustruje to rysunek 1. Krzywa Y obrazuje realne wartości PKB w idealnym (symetrycznym) klasycznym cyklu koniunktury. Krzywa ΔY przedstawia przyrosty realnego PKB w kolejnych okresach. Maksima i minima wartości krzywej ΔY wyznaczają punkty przegięcia fazy wzrostowej (punkt A) cyklu klasycznego oraz jego fazy spadkowej (punkt B). Punkt przegięcia A rozgranicza dwa różne procesy w gospodarce. W okresie wczesnego ożywienia gospodarka daleka jest od stanu równowagi, funkcjonuje poniżej jej potencjalnego poziomu, a w konsekwencji transakcje i procesy podejmowane przez uczestników rynku przybliżają gospodarkę do stanu jej równowagi, kiedy to popyt zostaje zrównoważony podażą, stopa bezrobocia osiągnie poziom naturalny, a stopy procentowe pozostaną neutralne. W tej części fazy ożywienia przyrosty produktu (ΔY) zwiększają się aż do osiągnięcia przez gospodarkę punktu równowagi A. Po przekroczeniu tego punktu i wejściu w fazę późnego wzrostu (bumu) gospodarczego, przyrosty produktu (ΔY) są coraz mniejsze, gospodarka dalej rośnie, lecz coraz wolniej. Jednocześnie oddala się od punktu równowagi: popyt

przewyższa podaż, bezrobocie spada poniżej stopy bezrobocia naturalnego, co wywołuje wzrost płac i wzrost cen, a koszty funkcjonowania firm rosną szybciej niż ich przychody. Okres taki najczęściej nazywamy przegrzaniem gospodarki i jest on efektem braku możliwości przeprowadzenia szybkich dostosowań po stronie podaży do rosnącego popytu, co powoduje przyspieszony wzrost cen. Moment pojawienia się w gospodarce coraz wolniejszych przyrostów produktu jest kluczowy dla przewidywania fazy spadkowej cyklu. Przyczyną, dla której dojdzie do odwrócenia tendencji wzrostowej i przejścia do fazy spadku aktywności są rosnące w gospodarce koszty.



Rysunek 1. Schemat cyklu koniunktury

Źródło: opracowanie własne

W okolicach górnego punktu zwrotnego cyklu gospodarka jest tak daleko od stanu równowagi, że tylko wolniejszy jej wzrost gwarantuje zbilansowanie globalnej podaży z popytem i osiągnięcie stanu bliskiego równowadze.

Faza spadku aktywności gospodarczej składa się również z dwu różnych co do swej istoty procesów. Początkowo mamy do czynienia

ze spowolnieniem, które przybliży gospodarkę do stanu równowagi B, zaś po jego przekroczeniu następuje proces oddalania się gospodarki od stanu bliskiego równowadze. Kolejne spadki produktu Y są coraz wolniejsze. Ceny i koszty prowadzonej działalności gospodarczej są niskie i dalej spadają. Dla wielu uczestników życia gospodarczego oznacza to zwiększenie opłacalności funkcjonowania na rynku. Dla potrzeb przewidywania koniunktury jest to zwiastun nadchodzącego ożywienia.

Decydujące dla procesów odchodzenia od stanu równowagi gospodarczej, a zwłaszcza wchodzenia gospodarki w fazę przegrzania jest kształtowanie się kosztów, jakie ponoszą uczestnicy rynku w późnej fazie ożywienia. W gospodarce podejmowane są niezależne decyzje przez miliony firm i gospodarstw domowych. Pierwsze symptomy nadchodzącego spowolnienia lub recesji pojawiają się w okresie boomu gospodarczego, gdy w różnych obszarach działalności gospodarczej pojawiają się i narastają mikronierównowagi, takie jak: nierównowaga pomiędzy przychodami a nakładami ponoszonymi na produkcję towarów i usług, nierównowaga pomiędzy osiąganymi przychodami a kosztami związanymi z utrzymywaniem zapasów niezbędnych do produkcji, nierównowaga pomiędzy przychodami a kosztami związanymi z zatrudnionymi pracownikami, nierównowaga pomiędzy dochodami gospodarstw domowych a długiem zaciągniętym w bankach lub ceną płaconą za ten dług.

2. Koszty jako wskaźniki opóźnione w cyklu koniunktury

Generalnie, szeroko rozumiane koszty gospodarowania zaliczane są do grupy wskaźników opóźnionych. Wykazują swego rodzaju inercję w cyklu koniunkturalnym, co oznacza, że nie rosną jednocześnie wraz z rozpoczynającym się ożywieniem gospodarczym. Ich wzrost pojawia się znacznie później. Niejednokrotnie ceny i koszty spadają lub rosną wolniej nie tylko w fazie osłabienia aktywności gospodarczej, ale również w warunkach postępującego ożywienia. Niskie ceny w okolicach dolnego punktu zwrotnego cyklu gwarantują firmom opłacalność prowadzenia działalności gospodarczej, a konsumentów zachęcają do wydawania pieniędzy. Jest to jeden z czynników decydujących o zakończeniu spowolnienia/recesji i przejścia gospodarki do fazy ożywienia (Moore, 1983; Zarnowitz, 1989). W miarę postępującego wzrostu i przejścia do fazy późnego ożywienia (bumu) ceny i koszty w gospodarce zaczynają rosnąć, początkowo wolno, później coraz szybciej i rosną jeszcze jakiś czas po osiągnięciu lokalnego maksimum ogólnej aktywności gospodarczej (górnego punktu zwrotnego cyklu). W rezultacie szczyt cyklicznych wahań cen i kosztów na ogół pojawia się z opóźnieniem w stosunku do szczytu

koniunktury mierzonego wielkością realnego PKB, wartością produkcji przemysłu lub tzw. wskaźnikami równoległymi opisującymi aktywność gospodarczą w czasie rzeczywistym.

Mowa tu o różnego rodzaju kosztach ponoszonych zarówno przez producentów jak i konsumentów. Są to między innymi takie koszty jak: koszty pozyskiwania pieniądza na rynku finansowym, koszty zadłużania się państwa, koszty rozumiane jako część utraconych zysków z poczynionych inwestycji kapitałowych, koszty bezpośrednio związane z działalnością produkcyjną, w tym zwłaszcza koszty siły roboczej, koszty importu, koszty utrzymania gospodarstw domowych itp. Część ekonomistów uważa, że opóźnienia te świadczą o sztywności cen w gospodarce. Gdyby bowiem ceny były doskonale elastyczne, dostosowywałyby się natychmiast do zmian popytu i podaży, wygładzając wahania cykliczne. Wzrost tych kategorii kosztów zazwyczaj świadczy o narastającej nierównowadze popytowo-podażowej i może negatywnie oddziaływać na pro wzrostowe decyzje uczestników rynku, co na ogół prowadzi do ograniczania planów inwestycyjnych, wielkości zatrudnienia, a wreszcie wpływa na decyzje dotyczące wielkości popytu konsumpcyjnego. Decyzje te, podejmowane w konsekwencji pogarszania się relacji przychodów do kosztów, są jedną z przyczyn spowolnienia/recesji, zaś poprawa tej relacji skłania uczestników rynku do podejmowania decyzji, które wywołują ożywienie gospodarcze. Innymi słowy, jedną z przyczyn fluktuacji o charakterze cyklicznym są relacje pomiędzy przychodami a kosztami w gospodarce.

Nie zawsze jednak wzrost kosztów ponoszonych przez uczestników rynku zwiastuje spowolnienie gospodarki. Podmioty gospodarcze i gospodarstwa domowe posiadają bowiem pewną zdolność akceptacji rosnących kosztów, np. wówczas gdy ich przychody lub dochody (w przypadku gospodarstw domowych) rosną szybciej niż koszty, wówczas gdy uznają, iż wzrost kosztów ma charakter przejściowy – mogą zrezygnować z części marży i pokrywać ich wzrost własnymi zasobami finansowymi (oszczędnościami w przypadku gospodarstw domowych) – lub też wówczas, gdy korzystają z monopolistycznej lub kwazi-monopolistycznej pozycji na rynku i częściowo przerzucają rosnące koszty na pozostałych uczestników rynku poprzez podnoszenie cen produktów końcowych.

Stąd dla potrzeb analizy koniunktury, a w szczególności obserwacji bardzo wczesnych sygnałów nadchodzącego spowolnienia gospodarczego, przydatne stają się obserwacje kształtowania się szeroko rozumianych kosztów ponoszonych przez uczestników rynku w relacji do szeroko rozumianych przychodów. W ten sposób tworzy się tzw. wskaźniki

o długim wyprzedzeniu w stosunku do rzeczywistego przebiegu cyklu koniunktury.

3. Koszty jako wskaźniki sygnalizujące załamanie aktywności gospodarczej

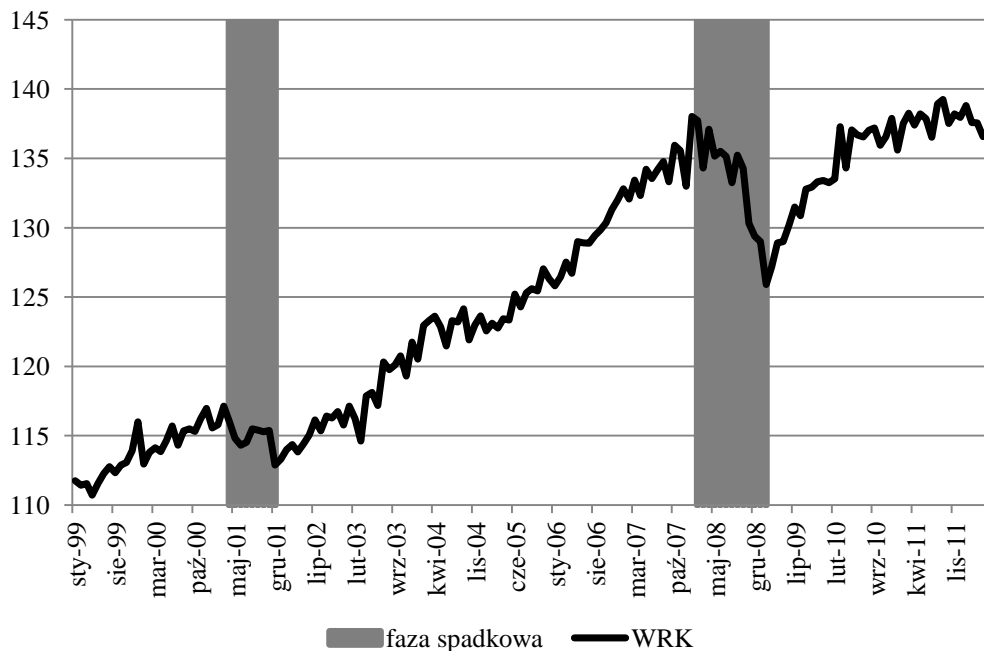
Poniżej omówione zostaną te kategorie kosztów i ich relacja do wybranych informacji na temat przychodów, które mogą pełnić funkcję wskaźników o długich wyprzedzeniach. Znajdują one zastosowanie szczególnie w przypadku prognozowania górnych punktów zwrotnych klasycznego cyklu koniunktury, czyli sygnalizują nadchodzące spowolnienie lub recesję.

Datowanie punktów zwrotnych cyklu koniunktury wyznaczono na podstawie przebiegu Wskaźnika Równoległego Koniunktury (WRK)¹ (rysunek 2). Okresy spowolnienia gospodarki, czyli fazy spadkowe, zaznaczono na kolejnych rysunkach kolorem szarym i obejmują one okres od górnych do dolnych punktów zwrotnych kolejnych cykli koniunktury. Skoncentrowano się na latach 1999-2011, czyli okresie obejmującym dwie ostatnie światowe recesje, to jest tzw. recesję *dotcom* lat 2000-2001 oraz recesję lat 2008-2009. W Polsce miały one charakter spowolnienia gospodarczego. Zgodnie z przebiegiem WRK fazy spowolnienia gospodarczego trwały w Polsce od kwietnia do grudnia 2001 roku oraz od lutego 2008 roku do lutego 2009 roku.

3.1. Relacje kosztów do przychodów

W miarę wzrostu aktywności gospodarki, gdy rośnie popyt, producenci, dostawcy materiałów i surowców nie nadążają z dostawami. W rezultacie, ceny producentów, w szczególności ceny surowców zaczynają rosnąć, co powoduje wzrost kosztów funkcjonowania firm. Producenci w odpowiedzi na rosnące koszty skłonni są podnosić ceny produktów końcowych, jeśli tylko wielkość popytu bądź pozycja na rynku pozwalają im na to. Proces ten zwykle rozpoczyna się w późnej fazie wzrostowej cyklu i trwa jeszcze przez jakiś czas w warunkach spadku aktywności gospodarki. Stąd koszty funkcjonowania firm zaliczane są do wskaźników opóźnionych.

¹ Wskaźnik Równoległy Koniunktury (WRK) liczony jest przez Biuro Inwestycji i Cykli Ekonomicznych (BIEC). Jego podstawowe składowe to: produkcja sprzedana przemysłu, wysokość wynagrodzeń w sektorze przedsiębiorstw, sprzedaż detaliczna towarów, zatrudnienie (wszystkie dane pochodzą z GUS). Dane dostępne są w cyklu miesięcznym od stycznia 1990 roku (Drozdowicz-Bieć, 2012).



Rysunek 2. Wskaźnik Równoległy Koniunktury (WRK) i okresy spowolnienia gospodarki polskiej, lata 1999-2011

Źródło: opracowanie własne.

Jest wiele powodów, dla których koszty reagują z opóźnieniem w stosunku do zmian ogólnej aktywności gospodarki. W okolicach górnego punktu zwrotnego cyklu koniunktury nie spadają jednocześnie wraz z pierwszymi sygnałami spowolnienia przede wszystkim dlatego, że redukcja kosztów wymaga czasu. Dostawy surowców i materiałów do produkcji są na ogół długoterminowe i objęte warunkami uniemożliwiającymi ich natychmiastowe zerwanie. Poszukiwanie nowych i tańszych dostawców wymaga czasu, a w warunkach globalizacji rynków i synchronizacji cykli, gdy niemal wszyscy dostawcy utrzymują ceny na wysokim poziomie, poszukiwanie to często staje się mało skuteczne. Obniżanie kosztów pracy poprzez redukcję zatrudnienia wiąże się na ogół z koniecznością wypłacania rekompensat dla zwalnianych pracowników. Stąd pracodawcy nie podejmują zbyt pochopnie takich decyzji, zwłaszcza że mają inne możliwości dostosowywania nakładów pracy do malejącej wielkości produkcji (skracanie czasu pracy, urlopy, zwolnienia w grupach pracowników nieetatowych). Ponadto, przedsiębiorcy zazwyczaj wykazują znaczne pokłady optymizmu co do kondycji własnej firmy w obliczu

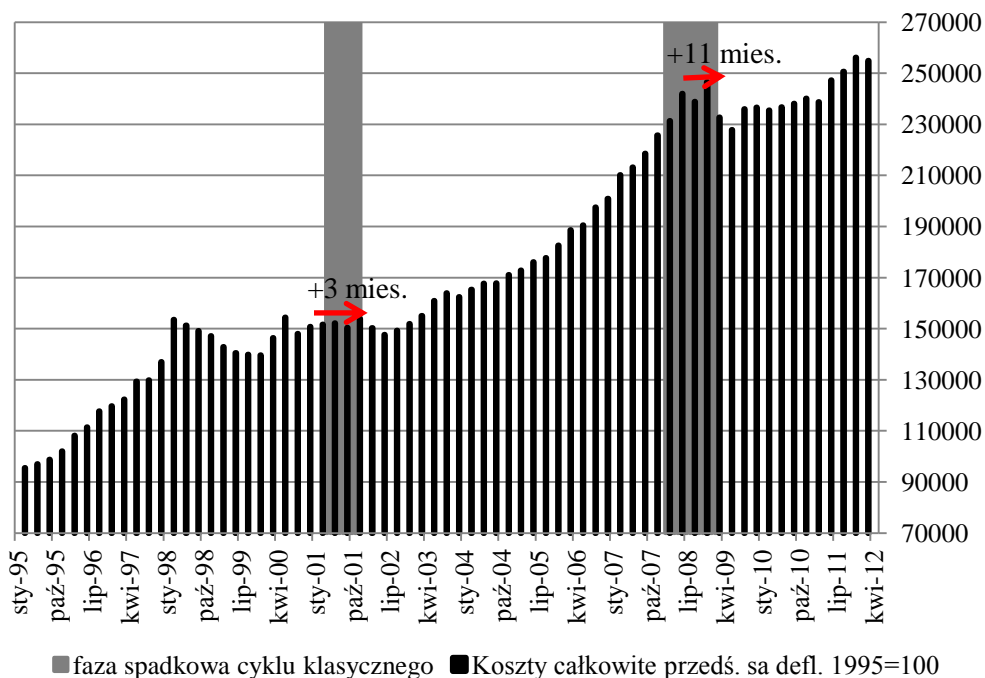
pojawiających się pierwszych sygnałów o nadchodzącym spowolnieniu. Stąd decyzje o redukcji kosztów podejmowane są dopiero, gdy menadżerowie wyraźnie odczuwają to na własnej skórze, o czym na ogół informują pogarszające się wyniki finansowe firm. Podobnie w okolicach dolnego punktu zwrotnego cyklu, opóźniona reakcja zmian po stronie kosztów wynika głównie z dużej niepewności co do trwałości ożywienia. Ponadto, ożywienie jest możliwe właśnie dzięki względnie niskim cenom i względnie niskim kosztom prowadzenia działalności gospodarczej, co gwarantuje jej opłacalność.

Dla polskiej gospodarki opóźniona reakcja kosztów funkcjonowania przedsiębiorstw² w stosunku do zmian aktywności całej gospodarki dla górnego punktu zwrotnego wynosiła 3 miesiące w okresie spowolnienia z 2001 roku oraz 11 miesięcy w okresie spowolnienia lat 2008-2009 (rysunek 3). W 2001 r. szczyt swej aktywności gospodarka polska, zgodnie z przebiegiem WRK, osiągnęła w marcu 2001 r., podczas gdy koszty rosły do czerwca 2001 r. Podczas spowolnienia lat 2008-2009 szczyt aktywności gospodarki wystąpił w styczniu 2008 r., podczas gdy koszty funkcjonowania przedsiębiorstw rosły, osiągając swój szczyt w grudniu 2008 r.

Wzrost kosztów funkcjonowania przedsiębiorstw nie stanowi zagrożenia dla wielkości produkcji, a w konsekwencji dla aktywności całej gospodarki, dopóki w firmach rosną przychody. Innymi słowy, dopóki – nawet przy wyższych kosztach produkcji i rosnących cenach – popyt nie ulega ograniczeniu i przedsiębiorstwa sprzedają swe wyroby, osiągając zysk, nie ma zagrożeń dla ograniczania produkcji i spowolnienia gospodarki. Zagrożenie dla kontynuacji wzrostu gospodarczego pojawia się, gdy tempo wzrostu kosztów przewyższa tempo wzrostu przychodów. Utrzymywanie się niekorzystnej relacji pomiędzy stopami wzrostu kosztów i przychodów powoduje, że w przedsiębiorstwach początkowo maleje tempo wzrostu zysków, aby ostatecznie przyjąć ujemną wartość. Gdy tempo wzrostu kosztów przewyższa tempo wzrostu przychodów, gospodarce zagraża spowolnienie, gdyż dalsze zwiększanie produkcji oznaczałoby pogorszenie sytuacji finansowej przedsiębiorstw, generowanie strat, a nawet upadłość. Potwierdzają to niektóre badania empiryczne. Regularne badania przyczyn upadłości firm prowadzi od dziesięcioleci amerykańska

² Mowa tu o danych GUS nt. wyników finansowych przedsiębiorstw, obejmujących: przychody z całokształtu działalności, przychody ze sprzedaży, koszty całokształtu działalności gospodarczej oraz przychody związane z prowadzoną działalnością gospodarczą. Dane te raportowane są w cyklu kwartalnym i obejmują przedsiębiorstwa zatrudniające powyżej 50 pracowników.

wywiadownia gospodarcza Dun & Bradstreet. Firmy przeżywają kłopoty finansowe i upadają nie tylko podczas recesji. Zdarza się to również w okresach buma gospodarczego. O ile jednak wśród najpoważniejszych przyczyn upadłości w okresach dobrej koniunktury na pierwszym miejscu wymieniane są takie powody jak: złe rozpoznanie rynku, czy błędy w zarządzaniu, o tyle wśród przyczyn upadłości podczas recesji na pierwsze miejsce wysuwają się problemy finansowe (Dun & Bradstreet).



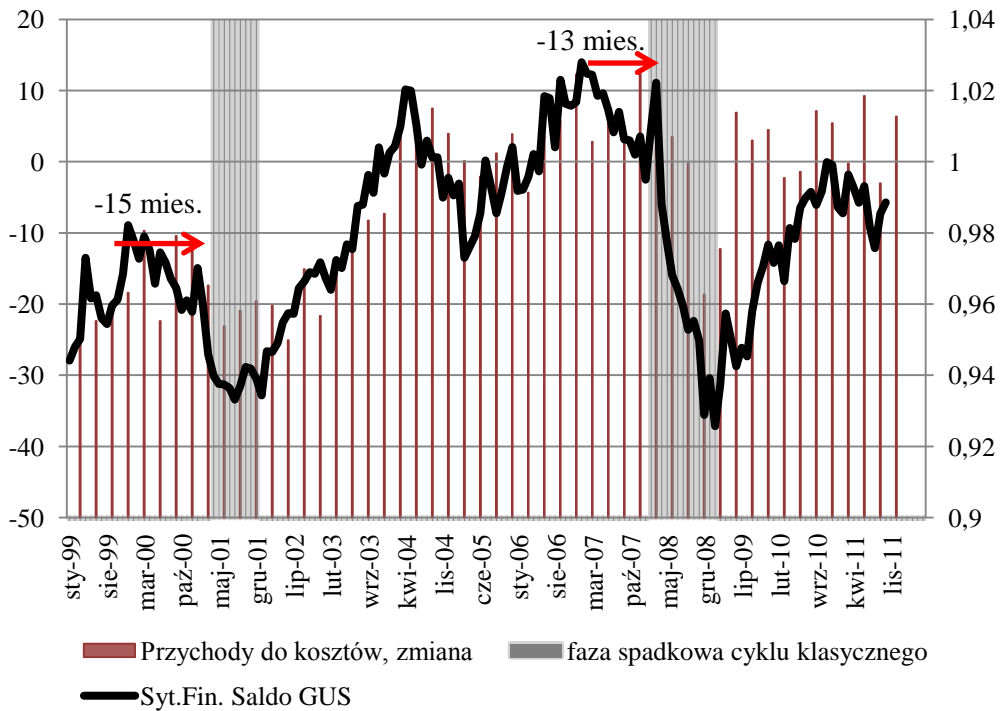
Rysunek 3. Koszty całkowite funkcjonowania przedsiębiorstw, Polska, 1995-2011, ceny stałe w mln zł (1995=100)

Uwaga: (+) – opóźnienie w miesiącach w stosunku do górnego punktu zwrotnego cyklu.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Polska statystyka dostarcza kwartalnej informacji nt. kosztów i przychodów przedsiębiorstw produkcyjnych w cenach bieżących w postaci skumulowanej, tj. od początku każdego roku kalendarzowego do kolejnego raportowanego kwartału. Dezagregacja tych danych na dane kwartalne, usunięcie wpływu czynnika sezonowego i wpływu ruchu cen PPI umożliwiają obliczenie indeksu obrazującego stosunek tempa zmian przychodów do tempa zmian kosztów prowadzonej działalności

gospodarczej (rysunek 4). Wyprzedzenia górnych punktów zwrotnych cyklu koniunktury dla ostatnich dwóch przypadków spowolnienia gospodarczego roku 2001 oraz lat 2008-2009 wyniosły odpowiednio: 12 miesięcy w przypadku światowej recesji *dotcom* (szczyt indeksu obrazującego tempo zmian przychodów do tempa zmian kosztów przypadł na marzec 2000 r., a szczyt WRK – marzec 2001 r.) i 13 miesięcy w przypadku załamania aktywności gospodarki w latach 2008-2009 (szczyt indeksu obrazującego tempo zmian przychodów do tempa zmian kosztów przypadł na grudzień 2006 r., a szczyt WRK – styczeń 2008 r.). Przykładowo, dla gospodarki amerykańskiej wyprzedzenia te w latach 1946-1983 wyniosły od 6 do 24 miesięcy (Zarnowitz, 1992), przy czym średnie wyprzedzenie dla dolnych punktów zwrotnych wyniosło 5 miesięcy, zaś dla górnych punktów zwrotnych, zapowiadających recesję – 12 miesięcy (Boschan i Zarnowitz, 1975).



Rysunek 4. Relacja przychodów do kosztów w sektorze przedsiębiorstw (prawa skala, w punktach) i sytuacja finansowa firm (lewa skala, saldo w punktach procentowych), Polska, 1999-2012

Uwaga: (-) – wyprzedzenie w miesiącach w stosunku do górnego punktu zwrotnego cyklu.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Informacją wykazującą dużą zbieżność z indeksem tempa zmian przychodów do tempa zmian kosztów w przedsiębiorstwach są dane na temat sytuacji finansowej przedsiębiorstw, pochodzące z testów koniunktury i wyrażone w postaci salda odpowiedzi, stanowiącego różnicę pomiędzy odsetkiem odpowiedzi wskazujących na poprawę sytuacji finansowej a odsetkiem odpowiedzi wskazujących na jej pogorszenie (rysunek 4). Pomimo iż w badaniach ankietowych przedstawiciele firm proszeni są o ocenę sytuacji finansowej w porównaniu z okresem poprzednim (najczęściej poprzednim kwartałem), uzyskane wyniki badań w postaci salda wykazują dużą zbieżność z obliczonym na podstawie danych GUS zyskiem krańcowym. W przypadku danych jakościowych (z testu koniunktury) wyprzedzenia załamania aktywności polskiej gospodarki dla obu światowych recesji wyniosły odpowiednio: 15 miesięcy dla spowolnienia z 2001 roku (szczyt salda ocen sytuacji finansowej przypadł na grudzień 1999 r., a szczyt WRK – marzec 2000 r.) oraz 13 miesięcy dla lat 2008-2009 (szczyt salda ocen sytuacji finansowej przypadł na grudzień 2006 r., a szczyt WRK – styczeń 2008 r., rysunek 4).

3.2. Relacja jednostkowych kosztów pracy do cen

Istotną częścią funkcjonowania przedsiębiorstw są koszty pracy. Stanowią one w gospodarkach rozwiniętych od 60 % do 70 % całkowitych kosztów funkcjonowania przedsiębiorstw. Szczególnie ważne z punktu widzenia bieżących wyników finansowych oraz dalszych planów rozwojowych firm są jednostkowe koszty pracy, czyli relacja pomiędzy sumą wszystkich wynagrodzeń a wartością produkcji. Wykazują one bezpośredni związek z wydajnością pracy. Skoro bowiem jednostkowy koszt pracy wyraża relację sumy wszystkich wynagrodzeń zatrudnionych pracowników do wartości produkcji, a wydajność pracy to wartość produkcji przypadająca na jednego zatrudnionego w jednostce czasu, to jednostkowy koszt pracy możemy wyrazić jako iloczyn wynagrodzenia za czas pracy do wydajności pracy. Ilekroć tempo wzrostu wynagrodzeń przewyższa tempo wzrostu wydajności pracy, jednostkowy koszt pracy wzrasta.

Zależność pomiędzy wydajnością pracy a jednostkowymi kosztami pracy jest dodatnia i wzajemna. Oznacza to, że wzrost wydajności pracy może spowodować wzrost wynagrodzeń głównie poprzez wzrost presji pracowników na podwyżki płac lub w efekcie konieczności zatrudnienia wyżej kwalifikowanych, a więc droższych pracowników. Wzrost płac może również zmusić menedżerów firm do podjęcia działań na rzecz wzrostu wydajności pracy, jeśli przedsiębiorstwo nie ma możliwości podnoszenia

cen na swe produkty. Działania te jednak odnoszą ograniczony skutek. Dokonują się bowiem głównie na drodze efektywniejszego zarządzania. Przynoszą również odroczony w czasie efekt.

Nie każdy wzrost wydajności pracy wiąże się ze wzrostem wynagrodzeń, co należy rozumieć, że zmiany wydajności pracy i zmiany wynagrodzeń nie zachodzą w tych samych proporcjach. W latach 1995-2011 w Polsce relacja pomiędzy wahaniami amplitud wynagrodzeń i wydajności pracy wynosiła 1:2,5, co oznacza, że aby płace wzrosły o jeden punkt procentowy, wydajność pracy musiała poprawić się o 2,5 punktu procentowego.

Podobnie jak koszty całkowite funkcjonowania firm, tak również jednostkowe koszty pracy wykazują opóźnienie w stosunku do przebiegu cyklu koniunktury, szczególnie wyraźne w okolicach górnego punktu zwrotnego. Rosną one jeszcze przez jakiś czas po przekroczeniu momentu najwyższej aktywności gospodarki w danym cyklu. Wynika to zarówno z przyczyn omówionych w punkcie 3.1., jak i z faktu, że w czasie bumu gospodarczego (późna faza wzrostowa) nasila się presja inflacyjna, co powoduje wzrost żądań płacowych, a w konsekwencji wzrost wynagrodzeń. Ponadto, w fazie późnego ożywienia, zwłaszcza w okresie bezpośrednio poprzedzającym górny punkt zwrotny cyklu, szybko poprawia się wydajność pracy, co – przynajmniej częściowo – jest konsekwencją podjętych wcześniej i zrealizowanych inwestycji. To na ogół wymaga zatrudnienia pracowników o wyższych kwalifikacjach, co wiąże się z wyższymi wynagrodzeniami. W okresie późnej fazy spadku aktywności gospodarczej oraz wczesnej fazy ożywienia, wzrostowi produkcji przypadającej na jednostkę czasu towarzyszy relatywnie wolniejszy wzrost wynagrodzeń. To powoduje, że zmiany kosztów przypadających na pracownika (jednostkowe koszty pracy) lub na jednostkę produktu spadają. Gdy gospodarka zbliża się do szczytu swej aktywności, zmiany wielkości produkcji przypadające na jednostkę czasu na ogół spadają. Jednocześnie wynagrodzenia za czas pracy rosną relatywnie szybciej. Kiedy tempo wzrostu wynagrodzeń za czas pracy wyprzedza tempo zmian produkcji wytworzonej w tym czasie, jednostkowe koszty rosną.

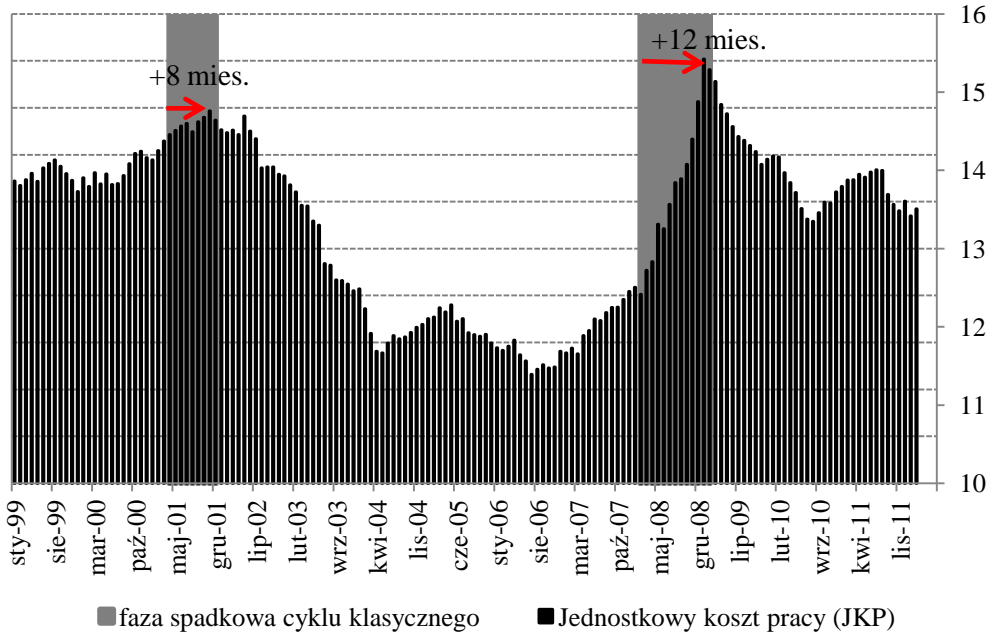
Procykliczność jednostkowych kosztów pracy została przebadana dla wielu gospodarek (*International ...*, 2008; Kask, Neef i Sparks, 1993). W większości przypadków wykazują one zgodność przebiegu ze zmianami aktywności gospodarczej, wyraźniej obserwowalną w przypadku cykli klasycznych, mniej w przypadku cykli wzrostowych. Każda gospodarka odznacza się swą specyfiką, jeśli chodzi o dostosowania wysokości jednostkowych kosztów pracy do poszczególnych faz cyklu

koniunkturalnego, co przejawia się głównie szybkością tych dostosowań. Za główne czynniki wpływające na to zróżnicowanie uznaje się: stopień uzwiązkowienia pracowników i siłę organizacji pracowniczych w poszczególnych gospodarkach, powszechność stosowania kontraktów pracowniczych i układów zbiorowych, wysokość płacy minimalnej i jej relację do zasiłków dla bezrobotnych lub średniego wynagrodzenia oraz prawo regulujące zwolnienia pracowników. Wymienione czynniki decydują na ogół o stopniu elastyczności/sztywności jednostkowych kosztów pracy i bardziej lub mniej opóźnioną ich zmianę w relacji do zmian aktywności gospodarki.

Na rysunku 5 przedstawiono jednostkowe koszty pracy dla polskiego przemysłu obliczone na podstawie danych GUS. W przypadku spowolnienia w 2001 roku jednostkowe koszty pracy w polskim przemyśle rosły jeszcze przez 8 miesięcy od momentu osiągnięcia przez gospodarkę górnego punktu zwrotnego cyklu koniunktury (górną punkt zwrotny WRK przypadł na marzec 2001 r., a górny punkt zwrotny jednostkowych kosztów pracy w przemyśle – listopad 2001 r.), zaś podczas spowolnienia z lat 2008-2009 rosły przez kolejnych 12 miesięcy po osiągnięciu przez gospodarkę górnego punktu zwrotnego (górną punkt zwrotny WRK – styczeń 2008 r., a górny punkt zwrotny jednostkowych kosztów pracy w przemyśle – styczeń 2009 r.).

Rosnące koszty pracy przedsiębiorstwo może zrekompensować wzrostem cen sprzedawanych produktów, jeżeli pozwala na to wielkość popytu lub pozycja firmy na rynku, np. monopol. Wskaźnik wzrostu cen producentów PPI obrazuje zmianę ceny abstrakcyjnego towaru, który jest reprezentantem wszystkich niekonsumpcyjnych produktów wytwarzanych przez przemysł w gospodarce (koszyk PPI, na podstawie którego wyliczany jest wskaźnik cen producentów, tworzony jest w podobny sposób jak koszyk CPI, stąd jego cecha reprezentatywności dla całego przemysłu). W cenę producenta wkalkulowana jest jego marża, czyli część realizowanego zysku. Porównanie zmian cen PPI ze zmianami jednostkowych kosztów pracy informuje więc pośrednio o relacji przychodów osiągniętych ze sprzedaży produkcji do części kosztów związanych z nakładami pracy. Jeśli koszty pracy rosną wolniej niż ceny producentów, perspektywy dla dalszego wzrostu produkcji, zysków i inwestycji poprawiają się. Jeśli jednak pojawiają się ograniczenia w możliwościach dalszego wzrostu cen w efekcie słabnącego popytu, zaś jednostkowe koszty pracy w dalszym ciągu rosną, wzrost cen produkowanych towarów nie nadąża za rosnącymi jednostkowymi kosztami pracy, relacje finansowe firm pogarszają się, ich działalność produkcyjna

ze względu na wzrost kosztów pracy staje się mniej opłacalna. Stąd obserwacja relacji zmian cen producentów do zmian jednostkowych kosztów pracy staje się dobrym wskaźnikiem wyprzedzającym.



Rysunek 5. Jednostkowe koszty pracy (w punktach), Polska, 1999-2011

Uwaga: (+) – opóźnienie w miesiącach w stosunku do górnego punktu zwrotnego cyklu.

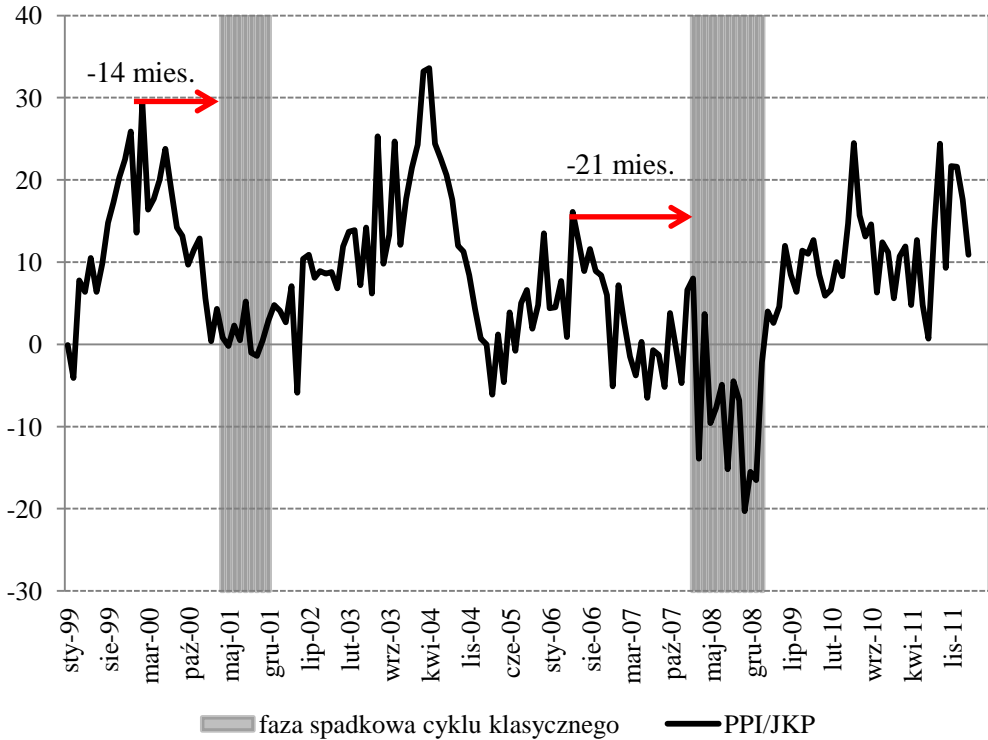
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wyprzedzenie tak utworzonego wskaźnika dla polskiej gospodarki wynosi w przypadku spowolnienia 2001 roku 12 miesięcy (górnym punktem zwrotnym przypadł na marzec 2000 r., a górny punkt zwrotny WRK – marzec 2001 r.), zaś w przypadku spowolnienia z lat 2008-2009 sięga 20 miesięcy (górnym punktem zwrotnym w maju 2006 r. wobec górnego punktu zwrotnego WRK w styczniu 2008, rysunek 6).

3.3. Relacja zapasów do sprzedaży

Kolejnym istotnym kosztem prowadzenia działalności gospodarczej są koszty związane z utrzymywaniem zapasów. Wiele teorii próbuje wyjaśnić zmienność zapasów w cyklu koniunktury – od teorii akceleratora (Metzler, 1941), poprzez teorie wyjaśniające zmienność zapasów jako czynnik wygładzający produkcję, zwane również teoriami buforowej roli zapasów

(Lundberg 1937; Lovell 1961), po bliskie im teorie unikania wyczerpywania zapasów (Kahn, 1987). Badania empiryczne przynoszą jednak bardzo zróżnicowane wyniki dla różnych okresów i różnych gospodarek, co skutkuje nieustającą dyskusją na temat funkcji i zachowania zapasów w cyklu koniunktury.



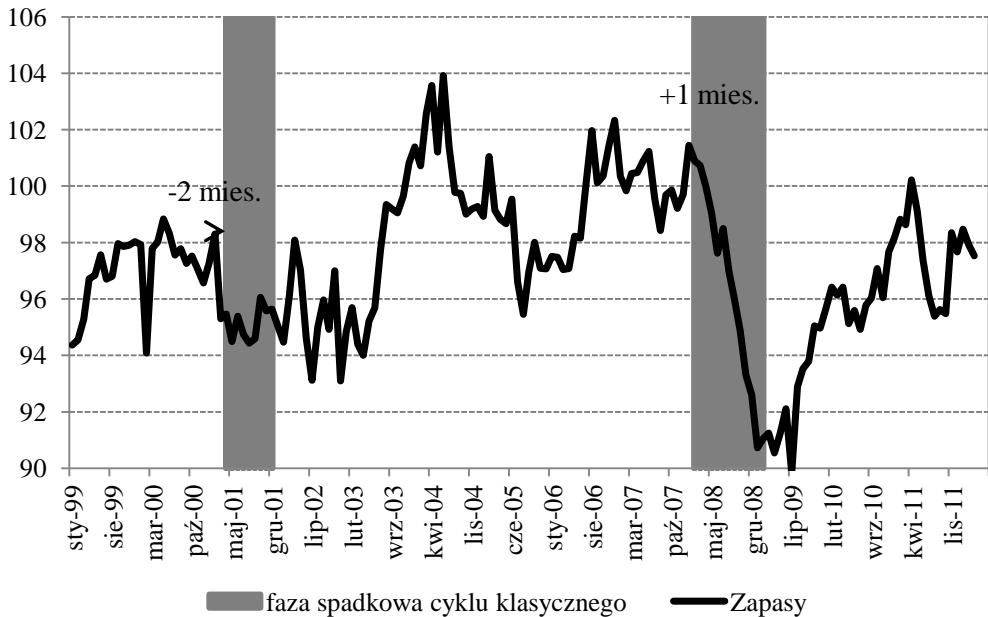
Rysunek 6. Relacja cen PPI do jednostkowych kosztów pracy (w punktach), Polska, 1999-2011

Uwaga: (-) – wyprzedzenie w miesiącach w stosunku do górnego punktu zwrotnego cyklu.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Pojęcie zapasów jest dość szerokie. Obejmuje bowiem zapasy materiałów i surowców, półfabrykatów i produkcji w toku, wyroby przeznaczone do dalszej produkcji oraz zapasy wyrobów gotowych. Dostępna na świecie statystyka rzadko wydziela poszczególne grupy zapasów. Niektórzy ekonomiści wskazują, że struktura zapasów i jej zmiany są główną przyczyną owych niejednoznacznych empirycznych wyników badań. Jednocześnie badania empiryczne dla różnych gospodarek i różnych okresów dowodzą, że zapasy materiałów i surowców do produkcji

najbardziej przyczyniają się do wahań całego agregatu zapasów, podczas gdy zapasy wyrobów gotowych wykazują najmniejszą amplitudę wahań (Blinder i Maccini, 1991). One też gwarantują zachowanie ciągłości produkcji i terminową realizację dostaw. Zapasy wyrobów gotowych w cyklu klasycznym zachowują się na ogół procyklicznie. Wykazują wyprzedzenia lub ich brak w stosunku do wahań ogólnej aktywności gospodarki (rysunek 7). W przypadku spowolnienia roku 2001 wystąpiły dwa górne punkty zwrotne o podobnych wartościach: pierwszy w maju 2000 r. (10 miesięcy wyprzedzenia w stosunku do WRK), a drugi w lutym 2001 r. (miesiąc wyprzedzenia względem WRK). W latach 2008-2009 w danych z testu koniunktury na temat zapasów odnotowano również dwa punkty zwrotne: pierwszy szczyt w grudniu 2006 r. (13 miesięcy wyprzedzenia w stosunku do szczytu WRK ze stycznia 2008 r.) oraz drugi szczyt, który pojawił równocześnie ze szczytem WRK (w styczniu 2008 r.).



Rysunek 7. Zapasy (saldo w punktach procentowych), Polska, 1999-2011

Uwaga: (-) – wyprzedzenie w miesiącach w stosunku do górnego punktu zwrotnego cyklu; (+) – opóźnienie w miesiącach w stosunku do górnego punktu zwrotnego cyklu.

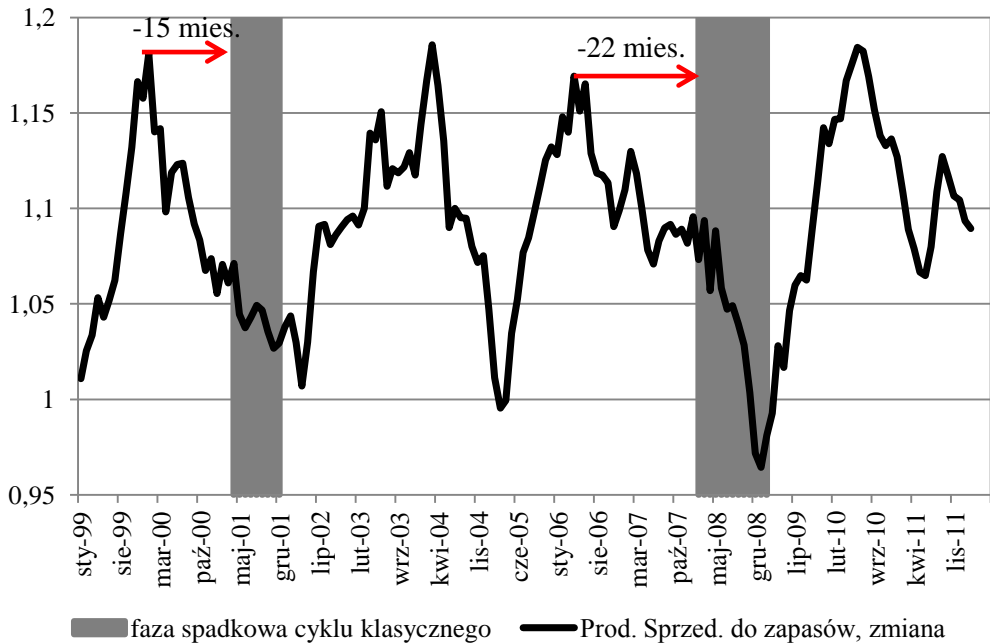
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

Wielu ekonomistów wskazuje, iż w ostatnich dziesięcioleciach ogólny poziom zapasów wyrobów gotowych w gospodarkach zmniejsza się

głównie ze względu na coraz skuteczniejsze zarządzanie produkcją, w szczególności wprowadzanie produkcji trybu *just in time*. W cyklu wzrostowym, który trwa średnio około 2 lata i polega na przyspieszonym i zwolnionym tempie wzrostu gospodarczego, zapasy wyrobów gotowych wykazują antycykliczność w stosunku do zmian aktywności gospodarki. W krótkim okresie spełniają bowiem rolę amortyzatora wahań wielkości produkcji. Wyroby gotowe zgromadzone w magazynach firm stanowią rezerwuar produkcji, wówczas gdy jest ona niewystarczająca. Natomiast w sytuacji okresowych załamania zbytu są miejscem, gdzie można wyroby gotowe lokować, nie ograniczając drastycznie produkcji.

Nie każdy sygnał świadczący o spadku popytu powoduje ograniczenie wielkości produkcji. Przedsiębiorcy na ogół wyczekują z podjęciem takiej decyzji i utrzymują produkcję, lokując niesprzedane nadwyżki towarów w magazynach. W warunkach recesji lub spowolnienia również nie od razu wzrost zamówień uruchamia proces zwiększania produkcji. Początkowo dodatkowy popyt zaspakajany jest towarami zgromadzonymi w magazynach. Utrzymywanie zapasów generuje koszty. Stąd w okresach recesji lub silnego spowolnienia przedsiębiorcy zmniejszają poziom zapasów stosownie do niższej produkcji, co pozwala im ograniczyć ogólne koszty funkcjonowania. W okresach silnego wzrostu gospodarczego utrzymują je na wyższym poziomie, a ewentualny wzrost kosztów związanych z magazynowaniem mogą rekompensować rosnącymi przychodami ze sprzedaży. Problem pojawia się wówczas, gdy tempo przychodów ze sprzedaży zaczyna słabnąć i jest wolniejsze od tempa zmian kosztów związanych z utrzymywaniem zapasów. Przyjąć można, że koszty utrzymywania zapasów zmieniają się proporcjonalnie do ich wielkości. Z punktu widzenia wyników finansowych przedsiębiorstwa mniej istotny jest poziom zapasów, a w konsekwencji poziom ponoszonych kosztów na ich utrzymanie. Ważniejsze natomiast są zmiany wysokości kosztów ponoszonych na rzecz utrzymywania zapasów. Stąd obserwacja relacji zmian wartości produkcji sprzedanej do zmian zapasów wyrobów gotowych sygnalizuje pogorszenie warunków funkcjonowania firm i mówi nam o zagrożeniu związanym z osiągnięciem coraz gorszych wyników finansowych przedsiębiorstw (rysunek 8).

Wyprzedzenia górnych punktów zwrotnych cyklu koniunktury tak skonstruowanego wskaźnika dla polskiej gospodarki wyniosły 14 miesięcy w przypadku spowolnienia gospodarczego 2001 (górnny punkt zwrotny – styczeń 2000 r., szczyt WRK – marzec 2001 r.) oraz 21 miesięcy w przypadku spowolnienia w latach 2008-2009 (górnny punkt zwrotny – kwiecień 2006 r., szczyt WRK – styczeń 2008 r.).



Rysunek 8. Relacja zmian produkcji sprzedanej przemysłu do zmian zapasów wyrobów gotowych w przemyśle (w punktach), Polska, 1999-2011

Uwaga: (-) – wyprzedzenie w miesiącach w stosunku do górnego punktu zwrotnego cyklu.
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

3.4. Relacje pomiędzy długookresowymi i krótkookresowymi stopami procentowymi

Stopy procentowe to cena pieniądza na rynku, stanowią więc koszt prowadzonej działalności gospodarczej. Jednym ze sposobów pozyskiwania pieniądza jest emisja papierów dłużnych. Papiery dłużne o długiej żywotności (10-, 20-, a nawet 100-letnie) emitowane są zwykle z myślą o finansowaniu inwestycji. Ich oddalony horyzont wykupu ma zagwarantować emitentowi zrealizowanie inwestycji, zwrot poniesionych kosztów i wreszcie realizację zysku. Papiery dłużne o krótkim terminie wykupu emitowane są zwykle z myślą o regulowaniu bieżących płatności, czyli utrzymaniu płynności. Rentowność papierów dłużnych dla emitenta stanowi koszt związany z obsługą zadłużenia. Dla nabywcy jest formą lokowania wolnych środków. Ilekcóż różnica pomiędzy rentownością długookresowych papierów dłużnych a tych o krótkim horyzoncie zapadalności zmniejsza się, inwestorzy tracą zainteresowanie lokowaniem

swych aktywów w papiery o długiej żywotności, a tym samym zmniejsza się ich skłonność do inwestowania przy jednoczesnym nasileniu się oczekiwań co do wzrostu stóp krótkookresowych.

Relacje pomiędzy stopami procentowymi o różnym horyzoncie, a zwłaszcza różnice w dochodowości papierów dłużnych długookresowych (10-letnich) i tych o krótkim terminie zapadalności (3-, 6-miesięcznych), czyli przebieg krzywej dochodowości, od dawna postrzegane były jako informacje przydatne do prognozowania zmian aktywności gospodarczej, w szczególności zaś do przewidywania spowolnienia gospodarczego lub zagrożenia recesją. Relacja ta w większym stopniu potwierdzona została przez liczne badania empiryczne, mniej zaś dokonano całościowych opracowań o charakterze teoretycznym wyjaśniającym te relacje. Stock i Watson (1989, 2000/2003) wielokrotnie potwierdzali w badaniach użyteczność tzw. *spreadów* dla prognozowania zmian aktywności gospodarki amerykańskiej i włączyli różnicę rentowności 10-letnich obligacji skarbu państwa i 3-miesięcznych komercyjnych papierów dłużnych jako komponent wskaźników wyprzedzających. Evans (1989), Laurent (1988, 1989) i Keen (1989) potwierdzili przydatność krzywej dochodowości do prognozowania zmian produkcji. Bernanke (1990) oraz Bernanke i Blinder (1992) dowiedli, że stosując dane nt. różnicy dochodowości dla prognozowania wielkości produkcji, uzyskuje się lepsze rezultaty niż wykorzystując jakiegokolwiek inne dane monetarne. W badaniach przeanalizowali zależność pomiędzy poszczególnymi fazami cykli koniunkturalnych i wieloma stopami procentowymi oraz różnicami między ich wartościami. Badania obejmowały dość długi okres, bo sięgały 30-letnich obserwacji, począwszy od lat 60-tych do końca lat 80-tych ub. wieku. Autorzy poddali badaniu m.in. rentowność długookresowych papierów dłużnych korporacji, rentowność 3- i 6-miesięcznych, rocznych i dziesięcioletnich rządowych papierów dłużnych, oraz różne kombinacje *spreadów*. W wyniku badań autorzy doszli do wniosku, że najwyższą wartość informacyjną dla przewidywania przyszłej koniunktury gospodarczej ma różnica w oprocentowaniu sześciomiesięcznych papierów emitowanych przez rząd oraz papierów komercyjnych o tym samym okresie zapadalności. Próba wyjaśnienia przyczyn, dla których właśnie ten *spread* najlepiej prognozuje koniunkturę gospodarczą, prowadzi do konkluzji, że różnica ta jest w pewnym sensie miarą ryzyka dla inwestorów. Papiery dłużne o tym samym horyzoncie zapadalności są bowiem dla inwestorów alternatywne.

Do podobnych wniosków na temat użyteczności różnicy w oprocentowaniu papierów dłużnych o różnym okresie zapadalności

do prognozowania aktywności całej gospodarki doszli Haubrich i Dombrosky (1996), Ahrens (2002) i Phillips (1998-1999). Obserwacje te potwierdzono również dla krajów G-7 (Harvey, 1991, 1997; Hu, 1993). Bange (1996) potwierdziła przydatność *spreadów* w prognozowaniu zmian aktywności gospodarki niemieckiej, amerykańskiej i japońskiej, choć w przypadku tej ostatniej lepsze wartości prognostyczne wykazywała stopa zwrotu z inwestycji na giełdzie papierów wartościowych. Stwierdzić jednak należy, że wśród ekonomistów trwa dyskusja na temat spójnej teorii objaśniającej relację pomiędzy zmianami krzywej dochodowości a zmianami ogólnej aktywności gospodarki, zaś uzyskane empiryczne rezultaty różnią się w zależności od badanego okresu, gospodarki oraz przyjętego dla potrzeb analizy modelu. Ponadto, ostatnie doświadczenia związane z kryzysem zadłużeniowym dowiodły, że nie zawsze alternatywa pomiędzy zakupem rządowych a komercyjnych papierów dłużnych oznacza wybór pomiędzy mniejszym a większym ryzykiem.

Jako główne kanały oddziaływania stóp procentowych na przyszłą aktywność gospodarki można wskazać:

1. *Zróżnicowany horyzont oddziaływania długo- i krótkookresowych stóp procentowych na formułowane przez uczestników rynków oczekiwania.* Oczekiwania co do krótkookresowych stóp procentowych związane są z popytem na kredyt oraz spodziewaną w krótkim okresie inflacją. Stopy długookresowe związane są z perspektywami rozwojowymi gospodarki niezależnie od jej okresowych cyklicznych wahań.

2. *Opóźnienia cyklicznych zmian cen (inflacji) w stosunku do zmian ogólnej aktywności gospodarki.* Zmiany cykliczne inflacji są opóźnione w stosunku do cyklu koniunkturalnego ogólnej aktywności gospodarki. W efekcie zacieśniana jest polityka pieniężna obserwowana na ogół w fazie bumu gospodarczego, gdy wzrasta popyt na kredyt i rosną krótkookresowe stopy.

3. *Politykę monetarną w cyklu koniunktury.* Polityka monetarna banku centralnego bardziej wpływa na krótkookresowe stopy procentowe niż na długookresowe oprocentowanie.

4. *Przesunięcia w czasie i zróżnicowanie wahań (amplitud) stóp długo- i krótkookresowych w cyklu koniunktury.* Krótkookresowe i długookresowe stopy procentowe zachowują się procyklicznie. Ich cykliczne zmiany wykazują opóźnienia w stosunku do cyklu koniunktury ogólnej aktywności gospodarki. Skoro (jak zaznaczono wcześniej) krótkookresowe stopy procentowe są bardziej wrażliwe na politykę monetarną banku centralnego niż stopy długookresowe, to krótkookresowe stopy podlegają większym zmianom w cyklu koniunktury niż stopy

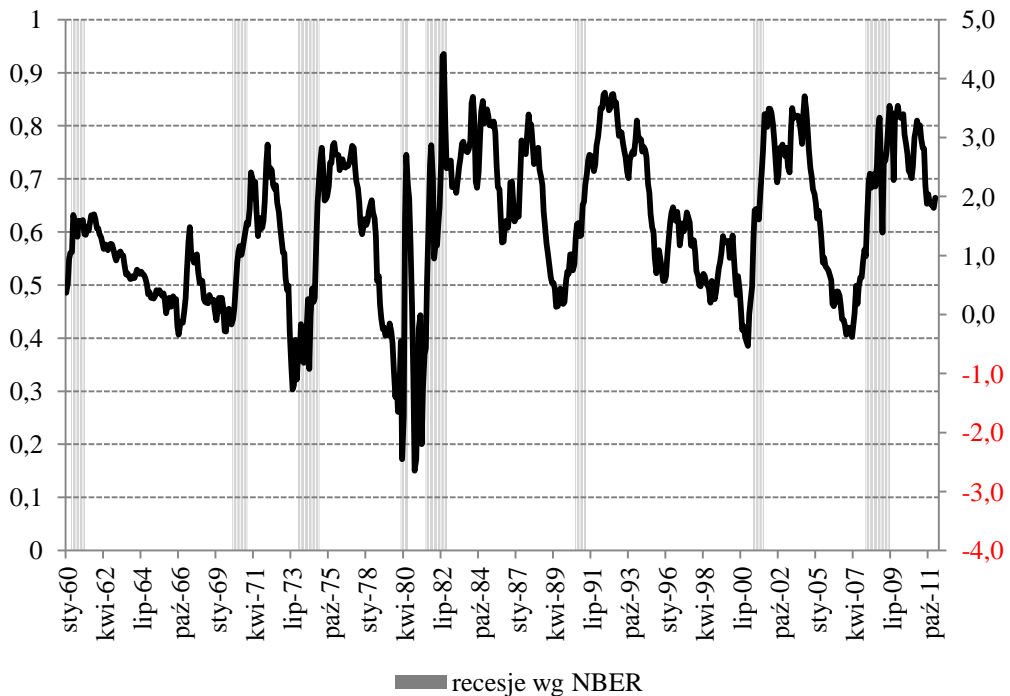
długookresowe. Zjawisko mniejszych wahań długookresowych stóp procentowych wyjaśnić można również na drodze różnicy w formułowaniu oczekiwań o różnym horyzoncie czasu. Skoro długookresowe stopy procentowe związane są z tendencjami rozwojowymi gospodarki niezależnie od wahań koniunkturalnych, to na ogół długookresowe procesy postrzegane są jako zjawisko o gładkim przebiegu, podczas gdy zjawiska krótkookresowe, jakim na ogół są cykliczne wahania, mają mniej stabilny przebieg.

Wzrost krótkookresowych stóp procentowych, związany jest z oczekiwaniami uczestników rynku co do podwyższonego popytu na kredyt oraz spodziewanej wyższej inflacji. Wyzwała to wzrost oczekiwań na typowe dla fazy bumu gospodarczego zacieśnianie polityki monetarnej w celu przeciwdziałania narastającej presji inflacyjnej. Wzrost krótkookresowych stóp procentowych powoduje spłaszczenie krzywej dochodowości. Co prawda, w efekcie wzrostu krótkookresowych stóp procentowych oczekiwania uczestników rynku co do perspektyw rozwojowych gospodarki w dłuższym okresie również mogą ulec pogorszeniu, co spowoduje, że stopy długookresowe rosną, lecz zazwyczaj w mniejszym stopniu niż stopy krótkookresowe. Powoduje to spłaszczenie lub nawet odwrócenie krzywej dochodowości, co zapowiada spowolnienie gospodarki lub recesję, gdy różnica ta przyjmie wartości ujemne.

Obserwacja krzywej dochodowości w prognozowaniu nadchodzącego spowolnienia gospodarczego lub recesji zyskało szczególną popularność wśród ekonomistów i analityków amerykańskich. Mniejszą popularnością cieszy się w Europie. W USA obserwowane są najczęściej różnice w oprocentowaniu pomiędzy 10-letnimi a jednorocznymi papierami rządu amerykańskiego (rysunek 9) lub różnice pomiędzy oprocentowaniem 10-letnich papierów rządowych a oprocentowaniem 3-miesięcznych papierów komercyjnych. Średnie ich wyprzedzenie w stosunku do recesji ustalonych przez National Bureau of Economic Research (NBER) wynosi 26 miesięcy, zaś pojawienie się ujemnych wartości w różnicy tych stóp (sytuacja gdy krótkookresowe stopy są wyższe od stóp długookresowych) zdaniem wielu ekonomistów nieuchronnie zwiastuje recesję.

W Polsce rynek obligacji Skarbu Państwa dopiero pod koniec lat 90-tych zaczął odgrywać rolę typowego rynku papierów dłużnych. Umowną datą świadczącą o jego dojrzałości był rok 2002, kiedy został uruchomiony Rynek Treasury Bond Spot. Obecnie na rynku notowanych jest kilkadziesiąt emisji papierów rządowych. Rynek komercyjnych papierów dłużnych w Polsce po 1990 roku ma jeszcze krótszą historię. W zasadzie można uznać, iż powstał wraz z uruchomieniem przez warszawską Giełdę

Papierów Wartościowych systemu Catalist w 2009 roku. W 2011 roku wartość wszystkich korporacyjnych papierów dłużnych w Polsce stanowiła niecałe 3 % wartości PKB. Dla porównania w USA ich wartość wynosi ponad 50 % amerykańskiego PKB. W ogólnej puli korporacyjnych papierów dłużnych emisje krótkoterminowe stanowią niewiele ponad 20 %. Nie jest to więc w pełni rozwinięty rynek o dużej płynności, który może posłużyć jako informacja zarówno o kryteriach wyborów dokonywanych przez inwestorów (długi a krótki horyzont inwestycji oraz państwo a biznes prywatny), jak i cenie pozyskiwanego na rynku krótkoterminowego pieniądza.

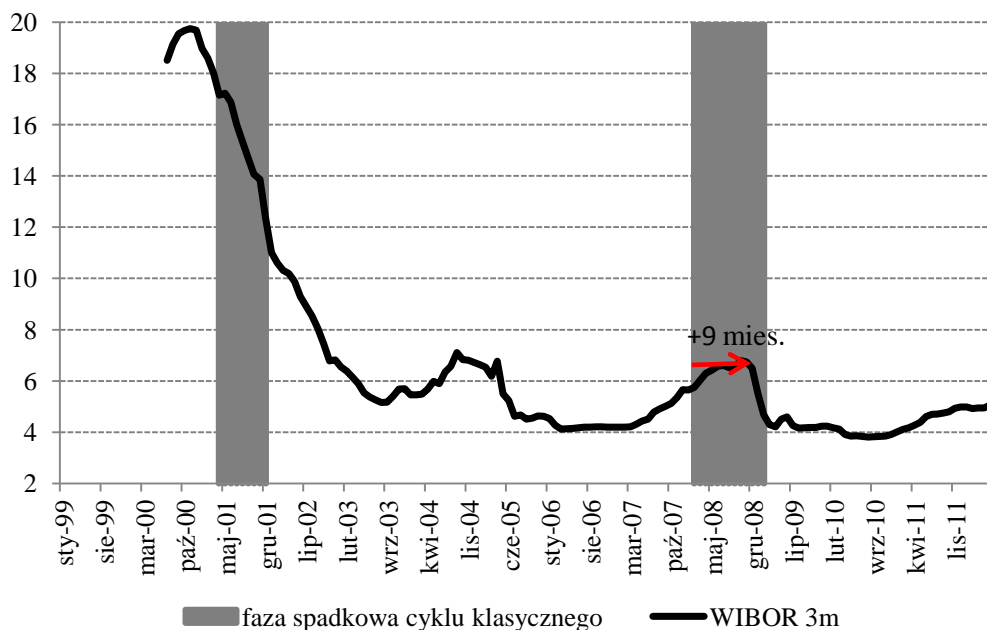


Rysunek 9. Różnica w oprocentowaniu 10-letnich i jednorocznych papierów rządu USA i recesje, USA, 1960-2011

Źródło: opracowanie własne na podstawie NBER (www.nber.org) oraz danych USDC.

W przypadku polskiej gospodarki ograniczenia stosowania wskaźnika krzywej dochodowości do przewidywania fazy spadkowej cyklu są bardzo silne, głównie ze względu na słabo rozwinięty rynek oraz krótkie szeregi czasowe. Wydaje się jednak, że informację o stopach krótkookresowych

można zastąpić ceną pieniądza krótkoterminowego pozyskiwanego przez banki na rynku (rysunek 10), które z kolei udzielają kredytów firmom.



Rysunek 10. Stawki WIBOR (3-miesięczny) a okresy spowolnienia gospodarki, Polska, 1999-2011

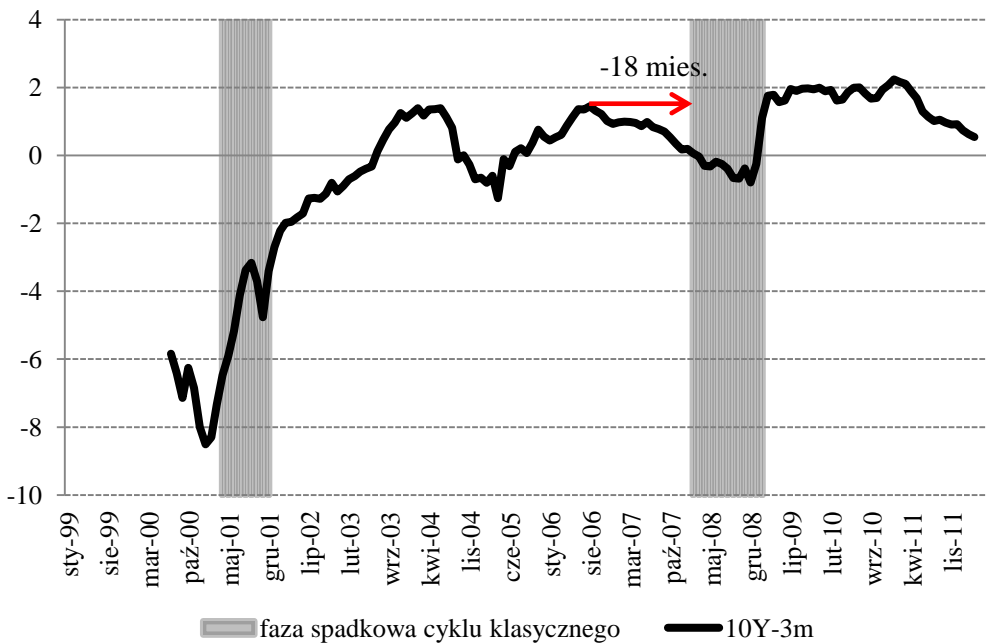
Uwaga: (+) – opóźnienie w miesiącach w stosunku do górnego punktu zwrotnego cyklu.

Źródło: opracowanie własne na podstawie notowań agencji Reuters.

Stąd w prezentowanych analizach dane nt. rentowności krótkookresowych papierów dłużnych korporacji zastąpiono oprocentowaniem krótkookresowych pożyczek zaciąganych na rynku międzybankowym (WIBOR-3M). Utworzono w ten sposób szereg czasowy, który jest różnicą pomiędzy rentownością 10-letnich obligacji skarbu państwa a stawkami 3-miesięcznego WIBOR-u (rysunek 11). W związku z bardzo krótkim szeregiem czasowymi możliwe było przeanalizowanie wyprzedzeń różnicy długo- i krótkookresowych stóp procentowych w odniesieniu jedynie do spadkowej fazy cyklu koniunktury lat 2008-2009. Trzy miesięczne stawki WIBOR obniżyły się w 9 miesięcy po rozpoczęciu fazy spadkowej³ (górnny punkt zwrotny wystąpił w październiku 2008 r.,

³ Na opóźnienia o takim samym horyzoncie czasu (3 kwartały) wskazują badania Skrzypczyńskiego (2010).

a górny punkt zwrotny WRK – w styczniu 2008 r.). Jednak różnica pomiędzy rentownością 10-letnich obligacji skarbu państwa a 3-miesięcznymi stawkami WIBOR zaczęła spadać na 17 miesięcy przed wystąpieniem spadkowej fazy cyklu (rysunek 11). Szczyt krzywej obrazującej różnicę w oprocentowaniu 10-letnich obligacji Skarbu Państwa i 3-miesięcznych stawek WIBOR odnotowany został w sierpniu 2006 r., podczas gdy szczyt WRK wystąpił w styczniu 2008 r. Do pełnej oceny przydatności tej serii statystycznej dla przewidywania zmian aktywności gospodarczej jest to oczywiście zbyt krótki okres, co nie oznacza, aby w bieżących ocenach i w przeszłości ignorować ją.



Rysunek 11. Różnica w oprocentowaniu 10-letnich obligacji skarbu państwa a 3-miesięcznym oprocentowaniem pożyczek na rynku międzybankowym (WIBOR-3M), Polska, 1999-2011

Uwaga: (-) – wyprzedzenie w miesiącach w stosunku do górnego punktu zwrotnego cyklu.
Źródło: opracowanie własne.

4. Zakończenie

Wykorzystanie wskaźników o długich wyprzedzeniach w stosunku do później rejestrowanych zmian aktywności gospodarki jest mało popularne w analizie cykliczności. Ich wyprzedzenia w stosunku

do punktów zwrotnych rejestrowanych produktem globalnym lub innymi wskaźnikami równoległymi sięga bowiem kilkunastu miesięcy, a niekiedy dwóch lat. Pojawiające się z tak znacznym wyprzedzeniem zapowiedzi spowolnienia gospodarczego przypadają na okres największej aktywności gospodarczej i powszechnie panującej euforii. Sygnały zapowiadające dolny punkt zwrotny cyklu koniunktury przypadają na chwilę, kiedy gospodarka jest pogrążona w recesji lub głębokim spowolnieniu swej aktywności i sytuacja cały czas pogarsza się, uczestnicy rynku walczą o przetrwanie i na ogół cechuje ich pesymizm. Bardzo trudno jest w takich warunkach dać wiarę informacjom płynącym ze wskaźników o tak dużym wyprzedzeniu.

Dodatkowy czynnik przesądzający o słabej popularności wskaźników o długich wyprzedzeniach wynika z faktu, że większość składowych to dane mało popularne w powszechnym odbiorze wśród uczestników rynku i analityków rynkowych, i rzadko komentowane w mediach. Znaczna część tych wskaźników powstaje w efekcie połączenia i/lub przekształcenia danych źródłowych. Wymaga więc dodatkowego nakładu pracy. Przykładowo, relacja tempa zmian przychodów do tempa zmian kosztów nie jest kategorią raportowaną przez urzędy statystyczne. Jednostkowe koszty pracy liczone przez Eurostat podawane są ze znacznym opóźnieniem, podobnie jak dane nt. wydajności pracy. Różnice w rentowności papierów wartościowych o długiej i krótkiej zapadalności również są raportowane jedynie przez nieliczne banki centralne; dane do ich obliczeń pochodzą z rynków finansowych i są raportowane przez różne instytucje.

Kolejne ograniczenie związane ze wskaźnikami o długich wyprzedzeniach, a dotyczące relacji przychodów do kosztów, to stosunkowo nieliczne doświadczenia empiryczne potwierdzające ich użyteczność. Szczególnie w przypadku gospodarek postkomunistycznych, a więc również Polski, analiza przydatności i skuteczności przewidywania nadchodzącej recesji lub spowolnienia ma wyjątkowo krótką historię. Niemniej jednak logika wydarzeń i typowe, podyktowane rachunkiem ekonomicznym reakcje podmiotów gospodarczych na pogarszającą się relację przychodów do kosztów, zachęca do obserwacji różnych tego typu wskaźników. W artykule zaprezentowano tylko niektóre z nich, tj. relację przychodów do kosztów w przedsiębiorstwach, relację cen producentów do jednostkowych kosztów pracy, relację wartości produkcji sprzedanej do zapasów wyrobów gotowych oraz relację długookresowych stóp procentowych do stóp krótkookresowych. Statystyki narodowe oraz regularnie prowadzone badania empiryczne dostarczają wystarczająco bogatego materiału statystycznego przydatnego do prowadzenia tego typu obserwacji. Przedstawione powyżej informacje nie wyczerpują pełnej listy

możliwych relacji przychodów do kosztów. Do ciekawszych danych tego typu należą, jak sądzę, między innymi dane z giełdy papierów wartościowych obrazujących relację rocznych zysków z akcji do ich cen (odwrotność wskaźników *price-to-earning ratio*), czy obserwacje relacji zmian w dochodach gospodarstw domowych do zmian w oprocentowaniu kredytu dla konsumentów. Obie serie statystyczne zawierają potencjał informacyjny o rosnących kosztach w relacji do przychodów, co jest sygnałem pogarszających się warunków gospodarowania i szeroko rozumianej zyskowości.

Koncepcja obserwacji zmian relacji przychodów do kosztów stwarza dodatkowe możliwości wykorzystywania ich do prognozowania zmian aktywności gospodarczej o dłuższym horyzoncie wyprzedzenia niż tradycyjne wielokomponentowe wskaźniki wyprzedzające. Skoro bowiem złożony wskaźnik równoległy (*composite coincident index*) jest uznawany za dobry estymator PKB, podawany z częstotliwością miesięczną, to można go również traktować jako estymator bieżących przychodów całej gospodarki. Połączenie wielu zmiennych reprezentujących koszty pozwala na konstrukcję wielokomponentowego wskaźnika opóźnionego (*composite lagging index*). Obserwacja relacji wielokomponentowego wskaźnika równoległego do wskaźnika opóźnionego będzie obrazowała kształtowanie się relacji przychodów do kosztów w gospodarce, a tym samym nabierze cech wskaźnika długu wyprzedzającego dla całej gospodarki.

Literatura

- Ahrens R., *Predicting recession with interest rates spreads: A multicountry regime-switching analysis*, *Journal of International Money and Finance*, vol. 21, nr 4, 2002, s. 519-537
- Bange M., *Capital market forecasts of economic growth: New tests for Japan, Germany and United States*, „*Quarterly Journal of Business Economics*”, vol. 35, nr 4, 1996
- Bernanke B., *On the predictive power of interest rates and interest rates spreads*, „*New England Economic Review*” (Federal Reserve Bank of Boston), listopad/grudzień 1990
- Bernanke B., Blinder A. S., *The federal funds rates and the channels of monetary transmission*, „*American Economic Review*”, vol. 82, nr 4, 1992, s. 901-921
- Blinder A. S., Maccini L. J., *Taking stock: A critical assessment of recent research on inventories*, „*Journal of Economic Perspectives*”, vol. 5, nr 1, 1991, s. 73-96

- Boschan Ch., Zarnowitz V., *Cyclical indicators: An evaluation and new leading index*, NBER, 1975
- Brauer D. A., *Do rising labor costs trigger higher inflation?*, „Current Issues in Economics and Finance” (Federal Reserve Bank of New York), vol. 3, nr 11, 1997
- Drozdowicz-Bieć M., *Cykle i wskaźniki koniunktury*, Poltext, Warszawa 2012
- Dun & Bradstreet, „Monthly Review”, roczniki z lat 1933-1986
- Evans M., *A macroeconomic model of the term structure of interest rates*, New York University Salomon Brothers Center, Working Paper nr 445, 29, 1989
- Harvey C., *Interest rate-based forecasts of German Economic Growth*, „Weltwirtschaftliches Archive”, vol. 127, nr 4, 1991
- Harvey C., *The relation the between term structure of interest rates and Canadian economic growth*, „Canadian Journal of Economics”, vol. 30, nr 1, 1997
- Harvey C., *The term structure and world economic growth*, „Journal of Fixed Income”, nr 1, 1991
- Haubrich J., Dombrosky A., *Predicting real growth using the yield curve*, „Economic Review” (Federal Reserve Bank of Cleveland), vol. 32, nr 1, 1996, s. 26-34
- Hu Z., *The yield curve and real activity*, IMF Staff Paper, vol. 40, nr 4, 1993
- Hultgren T., *Changes in labor costs during cycles in production and business*, w: *Changes in labor costs during cycles in production and business*, NBER, Cambridge 1960
- International comparison of productivity and unit labor costs trends news release*, „Economic News Release”, Bureau of Labor Statistics, USDL, 2008
- Kask Ch., Neef A., Sparks Ch., *International comparison of manufacturing unit labor costs*, „Monthly Labor Review”, USDL, 1993
- Keen H., *The yield curve as a predictor of business cycle turning points*, „Business Economics”, vol. 24, nr 4, 1989
- Kuh E., *Profits, profit markups and productivity*, Study Paper nr 15, G. S. Joint Economic Committee, Study of Employment Growth, and Price Levels, 1960
- Laurent R., *An interest-based indicator of money policy*, „Economic Perspectives” (Federal Reserve Bank of Chicago), vol. 12, nr 1, 1988
- Laurent R., *Testing the spread*, „Economic Perspectives” (Federal Reserve Bank of Chicago), vol. 13, nr 4, 1989

- Lerner L. J., Zarnowitz V., *Cyclical changes in business failures and corporate profits*, w: *Business cycle indicators*, vol. 1, pr. zb. pod red. G. H. Moore'a, UMI, NBER, Cambridge 1961
- Moore G. H., *Business cycles, inflation and forecasting*, UMI, NBER, 1983
- Phillips K., *The composite index of leading economic indicators: A comparison of approaches*, „Journal of Economic and Social Measurement”, vol. 25, nr 3-4, 1998-1999, s. 141-162
- Skrzypczyński P., *Metody spektralne w analizie cyklu koniunkturalnego gospodarki polskiej*, „Materiały i Studia NBP”, Zeszyt nr 252, NBP, Warszawa 2010
- Stock J., Watson M., *Forecasting output and inflation: The role of asset prices*, materiał niepublikowany, Kennedy School of Government, Harvard University, 2000/2003
- Stock J., Watson M., *New index of coincident and leading indicators*, „NBER Macroeconomic Annual”, nr 4, MIT Press, Cambridge 1989
- Zarnowitz V., *Cost and price movements in business cycles theories and experience: Hypothesis of sticky wages and prices*, Working Paper nr 3131, NBER, Cambridge, 1989
- Zarnowitz V., *Business cycles. Theory, history, indicators, and forecasting*, The University of Chicago Press, Chicago 1992

Józef Garczarzyk, Marek Mocek, Robert Skikiewicz[±]

Zmiany koniunktury a aktywność gospodarstw na rynku usług ubezpieczeniowych

Streszczenie

W artykule podjęto próbę oceny zależności między koniunkturą w polskiej gospodarce a aktywnością gospodarstw domowych na rynku usług ubezpieczeniowych. Wśród mierników aktywności gospodarstw uwzględnionych w analizie znalazły się m.in. liczba usług ubezpieczeniowych, liczba zakładów ubezpieczeń, w których gospodarstwo korzysta z usług, oraz aktualne i planowane wydatki na ubezpieczenia. Analiza została przeprowadzona na podstawie danych pochodzących z badań realizowanych wśród gospodarstw domowych i menedżerów zakładów ubezpieczeń przez Katedrę Badań Marketingowych Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. Przedstawiono wyniki analizy korelacji oraz scharakteryzowano segmenty gospodarstw domowych wyodrębnione w zależności od fazy koniunktury.

Słowa kluczowe: rynek ubezpieczeń, wahania cykliczne, zachowania gospodarstw domowych, segmentacja

Kody klasyfikacji JEL: E32, G22, H31

[±] Katedra Badań Rynku i Usług, Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

Józef Garczarczyk, Marek Mocek, Robert Skikiewicz[±]

Business Cycle Fluctuations and Activity of Households in the Insurance Services Market

Abstract

In the article an attempt is taken to assess relationship between cyclical changes in the Polish economy and activity of households in the insurance services market. The following measures of households' activity are used in the analysis: volume of insurance services, a number of insurance companies of which services households make a use and an amount of actual and planned spending on insurance services, *inter alia*. The study uses data from surveys conducted by Department of Marketing Research of the Poznan University of Economics among households and insurance companies' managers. We present results of correlation analysis and segmentation of households on the basis of their behaviour during downward and upward phases of business cycles.

Keywords: insurance market, cyclical fluctuations, households' behaviour, segmentation

JEL classification: E32, G22, H31

[±] Department of Market and Services Research, Poznań University of Economics

1. Wprowadzenie

Na zachowania gospodarstw domowych na rynku, w tym także rynku finansowym, wpływa wiele jakościowo różnych czynników. Wśród nich istotną rolę odgrywa uzyskiwany przez gospodarstwo bieżący dochód i oczekiwania dotyczące jego zmian. Wielkość aktualnych i przyszłych dochodów osobistych kształtowana jest w dużej mierze przez stan koniunktury gospodarczej, a zatem może istnieć zależność między zmianami koniunktury a aktywnością gospodarstw domowych na rynku.

Jednym z najważniejszych elementów zachowań finansowych gospodarstw domowych jest oszczędzanie i inwestowanie, a więc korzystanie z usług bankowych i funduszy inwestycyjnych. Istotą tych usług jest pomnażanie posiadanych środków finansowych przy istnieniu określonego ryzyka. Zupełnie odmienna jest istota usług ubezpieczeniowych, których głównym celem jest zabezpieczenie przed skutkami zdarzeń losowych. Istnieje więc zasadnicza różnica między usługami bankowymi i ubezpieczeniowymi, gdyż w pierwszym przypadku celem jest pomnażanie środków finansowych, zaś w drugim minimalizacja strat finansowych. Czy zatem gospodarstwa domowe podobnie reagują na rynku bankowym i ubezpieczeniowym na zmiany koniunktury, czy też odmiennie?

Ekonomia doczekała się wielu opracowań i teorii (nagradzanych często Nagrodą Nobla) dotyczących oszczędzania i inwestowania takich jak np.: hipoteza dochodu absolutnego Keynesa, teoria dochodu względnego Duesenbery'ego, teoria dochodu permanentnego Friedmana, hipoteza cyklu życia Modiglianiego, behawioralna teoria cyklu życia, czy też hipoteza o wygładzaniu konsumpcji, sformułowana przez Friedmana, Ando i Modiglianiego. W żadnej z tych teorii autorzy nie zajmowali się wprost usługami ubezpieczeniowymi i reakcją gospodarstw w zakresie wydatków na te usługi w wyniku zmian dochodów. Niemniej jednak można w nich poszukiwać podstaw teoretycznych do uzasadnienia zmian aktywności gospodarstw także na rynku ubezpieczeniowym. Czy sprawdza się teza wypływająca z hipotezy o wygładzaniu konsumpcji Friedmana, mówiąca iż gospodarstwa o niskich dochodach, w obliczu pogarszania się koniunktury (recesji) i zagrożenia utraty dochodów, częściej ograniczają swą aktywność na rynku, redukując wydatki, niż czynią to gospodarstwa o wysokich dochodach?

Brak jest dotychczas opracowań na temat wpływu zmian stanu koniunktury gospodarczej na aktywność polskich gospodarstw domowych

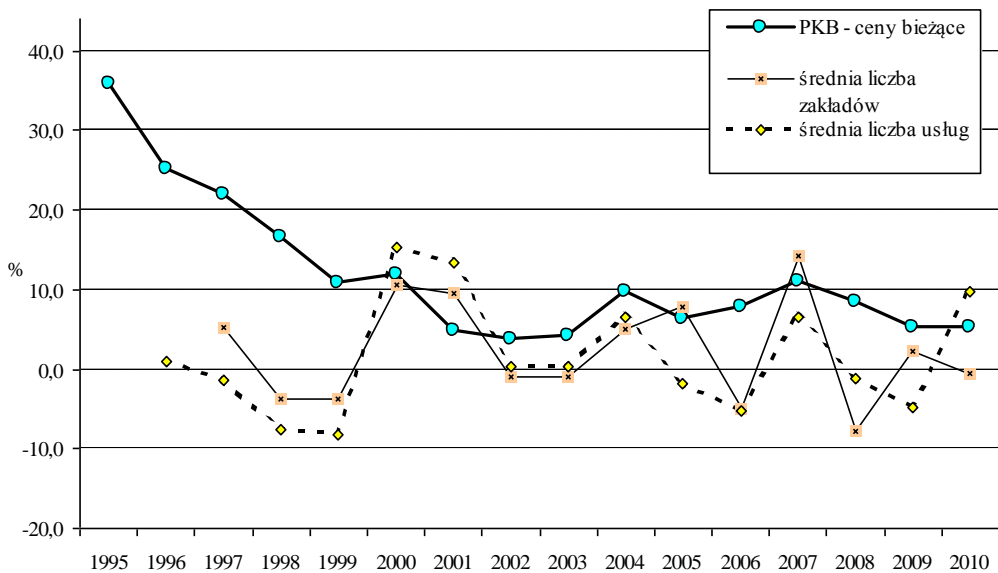
na rynku bankowym¹ i ubezpieczeniowym. Lukę tę ma wypełnić niniejszy artykuł, którego celem jest próba analizy zależności występujących między zmianami koniunktury w polskiej gospodarce a aktywnością polskich gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym. Analizy te zostały oparte na danych pochodzących z cokwartalnych badań koniunktury w sektorze ubezpieczeniowym oraz corocznych badań aktywności gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym prowadzonych przez Katedrę Badań Marketingowych Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu. Na podstawie tych danych podjęta została próba realizacji celu referatu w dwóch ujęciach: makro i mikro. W ujęciu makro przeprowadzone zostały analizy współzależności między aktywności gospodarstw domowych oraz koniunkturą gospodarczą w latach 1995-2010. W ujęciu mikro przeprowadzono segmentację gospodarstw korzystających z usług ubezpieczeniowych w dwóch odmiennych fazach koniunktury gospodarczej: w fazie pogorszenia koniunktury (rok 2001) oraz w fazie poprawy koniunktury (rok 2011).

2. Analiza współzależności między koniunkturą gospodarczą a aktywnością gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym

Analiza zależności między zmiennymi charakteryzującymi koniunkturę ogólnogospodarczą (PKB), koniunkturę na rynku ubezpieczeniowym (SBZOO, PIKU) oraz koniunkturę konsumencką (WOK, BWUK) a zestawem pięciu zmiennych opisujących ogólną aktywność gospodarstw na rynku ubezpieczeniowym (LIZW, LIZS1, LUUM, LUUP, LUBS1) wykazała, że spośród uzyskanych 25 współczynników korelacji zaledwie jeden wskazuje na istnienie statystycznie istotnej zależności. Statystycznie istotny związek zdiagnozowano między dynamiką zmian PKB a odsetkiem gospodarstw domowych współpracujących z trzema i więcej zakładami ubezpieczeń. Dodatnia wartość uzyskanego w tym przypadku współczynnika korelacji nie jest jednak zbyt duża, co świadczy, że analizowany związek nie jest dość silny. Jednocześnie należy podkreślić, że kierunek stwierdzonej zależności jest w pełni uzasadniony, gdyż oznacza, że wraz z poprawą koniunktury ogólnogospodarczej zwiększa się istotnie udział gospodarstw domowych korzystających z usług oferowanych przez względnie dużą liczbę różnych zakładów ubezpieczeń.

¹ Pierwszą próbę oceny tej zależności na rynku bankowym podjęto w artykule Garczarczyka, Mocka i Skikiewicza (2012).

Sądzić można, że brak istotności pozostałych badanych związków korelacyjnych wynika w głównej mierze ze stale obserwowanej ogólnie niskiej świadomości ubezpieczeniowej polskich gospodarstw domowych, co skutkuje bardzo ograniczonym zakresem korzystania z usług ubezpieczeniowych. Stąd też zmiany w czasie ogólnej aktywności tych gospodarstw na rynku ubezpieczeniowym, mierzonej liczbą zakładów, z którymi gospodarstwa współpracują (LIZS1) i ogólną liczbą nabywanych ubezpieczeń (LUUS1), odbywają się na względnie niskim poziomie tych wielkości (w porównaniu choćby do usług bankowych) i z tego powodu stają się trudne do jednoznacznego zdiagnozowania. Należy bowiem podkreślić, że w całym badanym 16-letnim okresie średnia liczba zakładów, których klientem było polskiego gospodarstwo domowe, kształtowała się na bardzo niskim poziomie i zmieniała się zaledwie w granicach od 1,7 do 2,4, a liczba ubezpieczeń nabywanych przez gospodarstwo wahała się w granicach od 3,2 do 4,6.



Rysunek 1. Stopa wzrostu produktu krajowego brutto (PKB) oraz średniej liczby zakładów ubezpieczeń i średniej liczby usług ubezpieczeniowych, z których korzystały gospodarstwa domowe w Polsce w latach 1995-2010 (rok poprzedni = 100)

Źródło: opracowanie własne.

Reasumując, można pokusić się na sformułowanie tezy, że do kiedy sytuacja w zakresie, obiektywnie biorąc, bardzo niskiego zainteresowania polskich gospodarstw ubezpieczeniami nie ulegnie poprawie, to dotąd też związki ogólnej aktywności gospodarstw na rynku ubezpieczeniowym nie będą w istotny sposób wiązać się ze zmianami koniunktury zarówno gospodarczej jak i konsumenckiej.

Analiza współczynników korelacji między zestawem zmiennych opisujących kształtowanie się koniunktury gospodarczej (ogólnej i w sektorze ubezpieczeń) oraz koniunktury konsumenckiej a 9 zmiennymi charakteryzującymi poziom korzystania gospodarstw z konkretnych rodzajów ubezpieczeń (ZUUO1, ZUUDM, PUMIE, ZUUKO, PUAC, ZUUOS, PUNW, ZUUZY, PUŻJE²) wykazała, że tylko 5 spośród 45 świadczy o występowaniu statystycznie istotnych związków korelacyjnych. Równocześnie na podkreślenie zasługuje fakt, iż spośród istotnych współczynników trzy przyjmowały wartość ujemną, a dwa były dodatnie.

Wszystkie istotne ujemne korelacje – o generalnie niezbyt dużej sile – wystąpiły między liczbą posiadanych ubezpieczeń mieszkaniowych przez gospodarstwa domowe a koniunkturą w sektorze ubezpieczeń oraz koniunkturą konsumencką mierzoną wskaźnikiem optymizmu konsumentów IPSOP (WOK). Powyższe ujemne korelacje są dość zaskakujące, gdyż wskazują, że poprawie koniunktury w sektorze ubezpieczeniowym oraz wzrostowi optymizmu konsumentów towarzyszy spadek liczby posiadanych przez gospodarstwa ubezpieczeń mieszkania. Można przypuszczać, że jednym z ważniejszych powodów takiego kierunku zależności może być zmniejszanie się liczby ubezpieczeń mieszkania w wyniku zwiększającej się liczby gospodarstw – przy wzmagających się ogólnie nastrojach optymistycznych – zamieszkujących w budownictwie indywidualnym i stąd w to miejsce ubezpieczenia budynków. Tego rodzaju zmiany wśród gospodarstw skutkować też mogą korzystnymi dla zakładów ubezpieczeń zmianami w strukturze ich portfeli ubezpieczeniowych, co uzasadniałoby stwierdzony kierunek zależności.

Z kolei niezbyt silna, ale dodatnia zależność korelacyjna wystąpiła między zmianami poziomu optymizmu mierzonego wskaźnikiem ufności konsumenckiej GUS a zmianami w zakresie relatywnie często posiadanych przez gospodarstwa ubezpieczeń od następstw nieszczęśliwych wypadków. Również dodatni istotny związek, lecz już o stosunkowo mniejszej sile, zarejestrowano między wykupionymi przez gospodarstwa jednostkowymi ubezpieczeniami na życie a koniunkturą w sektorze ubezpieczeniowym.

² Symbole zmiennych zostały objaśnione w tabeli 1.

Taki kierunek powyższej zależności jest w pełni uzasadniony i wynika w dużej mierze ze specyfiki tego rodzaju ubezpieczeń, głównie polegającej na długoterminowości oraz stosunkowo długim okresie bezszkodowości.

Podsumowując dotychczasową analizę, można generalnie stwierdzić, że w im większym stopniu zagregowane są zasoby rodzajowe ubezpieczeń posiadanych przez gospodarstwa domowe, tym możliwość zaobserwowania istotnych zależności między ich wielkością a zmianami w koniunkturze znacznie maleje.

Analiza korelacji zmiennych charakteryzujących koniunkturę z zestawem czterech zmiennych dotyczących szkodowości (SZT, LISZS2, KOD4, KODS2) wskazuje na występowanie między nimi, stosunkowo częściej niż wcześniej, istotnych i nieco już silniejszych zależności. Spośród badanych 20 zależności (korelacji) co trzeci współczynnik okazał się bowiem statystycznie istotnym, przy czym zdecydowanie częściej – dość niespodziewanie – ich wartość wskazuje na występowanie korelacji dodatniej niż ujemnej. I tak zależność o kierunku ujemnym wystąpiła między zmianami koniunktury ogólnogospodarczej (PKB) i koniunktury sektorowej (PIKU) a zmianami średniej liczby zgłaszanych do likwidacji szkód. Warto zauważyć, że o ile w przypadku kierunku drugiej z powyższych zależności zdiagnozowana relacja jest w pełni uzasadniona, o tyle kierunek pierwszej może być początkowo dość zaskakujący. Należy jednak zwrócić uwagę na fakt, że poprawa koniunktury ogólnogospodarczej powodować może zwiększenie liczby nabywanych ubezpieczeń i w takim przypadku zwiększeniu ulegać też będzie – z natury rzeczy – liczba występujących szkód. Potwierdzeniem zasadności powyższej tezy jest fakt wystąpienia relatywnie silnej dodatniej korelacji między zmianami koniunktury ogólnogospodarczej (PKB) i sektorowej (PIKU) a odsetkiem gospodarstw domowych zgłaszających wystąpienie szkody.

Dodatnia korelacja wystąpiła również między dynamiką zmian PKB oraz wielkością sumy bilansowej zakładów ubezpieczeń (SBZOO) a tempem zmian średniej kwoty wypłaconych odszkodowań oraz odsetkiem gospodarstw otrzymujących względnie wysokie odszkodowania (1100-5000 zł). Sądzić można, że taka sytuacja również wynika z tej samej, co wyżej wymieniona przyczyny. Jednocześnie wskazywać to może, że wraz z poprawą koniunktury zwiększa się nie tylko liczba kupowanych ubezpieczeń, ale też nabywane są ubezpieczenia o wyższych cenach, które zapewniają w przypadku wystąpienia szkody również wyższe kwoty wypłaconych odszkodowań.

Tabela 1. Współczynniki korelacji między koniunkturą gospodarczą a aktywnością gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym

		Produkt krajowy brutto (c. bież.)	Suma bilansowa zakł. ub. (c. bież.)	Wsk. koniunkt. ubezpie. UEP	Wskaźnik opt. konsum. IPSOP	Wskaźnik ufności konsum. GUS
		PKB	SBZOO	PIKU	WOK	BWUK
Ogólna aktywność gospodarstw domowych na rynku usług ubezpieczeniowych						
Liczba zakładów						
odsetek korzystających z 3 i więcej zakładów	LIZW	0,5171*	0,3996	0,2080	0,0894	0,0568
średnia liczbazakładów	LIZS1	0,1013	0,0181	0,1070	-0,1272	-0,1005
Liczba usług ubezpieczeniowych						
odsetek korzystających z: 1-2 usług	LUUM	0,2389	0,2474	0,2296	0,1117	0,0815
3-5 usług	LUUP	-0,2657	-0,1382	-0,1157	0,2152	0,2917
średnia liczba usług	LUUS1	-0,1433	-0,2238	-0,2693	-0,2871	-0,2479
Korzystanie z usług ubezpieczeniowych przez gospodarstwa domowe						
Usługi ubezpieczeniowe na 100 gospodarstw						
ogólna liczba ubez.	ZUOO1	-0,2363	-0,2089	-0,2024	-0,2762	-0,3279
grupa ubez. mieszk. w tym mieszkania	ZUUDM PUMIE	-0,1776 -0,4243	-0,4046 -0,4829*	-0,2805 -0,4534*	-0,2258 -0,4778*	-0,0775 -0,3412
grupa ubez. komunik. w tym AC	ZUUKO PUAC	-0,0022 -0,3951	-0,0155 -0,0411	-0,0064 -0,1631	-0,2974 -0,2462	-0,4490 -0,3822
grupa ubez. osob. w tym NNW	ZUOOS PUNW	0,0263 0,1545	-0,1887 -0,1130	-0,1283 0,0011	0,2548 0,4100	0,3510 0,4993*
grupa ubez. na życie w tym jednostkowe na życie	ZUUŻY PUŻJE	0,0657 0,2696	0,1779 0,2884	0,2989 0,4573*	0,1641 0,2742	0,0585 0,0605
Szkodowość w gospodarstwach domowych						
Występowanie szkód						
odsetek gospodarstw zgłaszających szkody	SZT	0,5358*	0,3891	0,4475*	0,2574	0,1023
średnia liczba szkód	LISZS2	-0,5160*	-0,4661*	-0,2987	-0,3679	-0,3165
Kwota wypłaconych odszkodowań						
odsetek otrzymujących 1100-5000 zł	KOD4	0,4435	0,5131*	0,1645	0,0925	-0,0677
średnia kwota odszkod.	KODS2	0,4899*	0,5149*	0,1813	0,2017	0,1394

Oznaczenie: * istotność współczynnika korelacji przy co najmniej $\alpha=0,10$.

Źródło: opracowanie własne

W świetle uzyskanych dotychczas rezultatów należy stwierdzić, że w większości analizowanych przypadków stwierdzono brak statystycznie istotnych zależności, co może sugerować, że zmiany koniunktury gospodarczej i rynkowej w nikłym stopniu wpływają na aktywność gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym. Zaskakującym jest również fakt, iż w wielu przypadkach uzyskane współczynniki korelacji mają znak ujemny. Wyjaśnienie powyższych „sprzeczności” wymaga dalszych badań nad aktywnością gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym, w różnych fazach cyklu koniunktury.

3. Segmentacja gospodarstw domowych na podstawie zmiennych dotyczących aktywności na rynku usług ubezpieczeniowych

W celu porównania zachowań różnych grup gospodarstw domowych w dwóch okresach o różnym stanie koniunktury gospodarczej została przeprowadzona segmentacja na podstawie danych jednostkowych, pochodzących z badań ankietowych. Analiza ta służy określeniu profili gospodarstw przejawiających małą, średnią i wysoką aktywność na rynku usług ubezpieczeniowych. Daje jednak również możliwość porównania i wskazania różnic między grupami najmniej i najbardziej aktywnymi. Dodatkowo, w związku z przeprowadzeniem segmentacji w dwóch różnych okresach – 2001 i 2011 r. – możliwe jest porównanie profili gospodarstw w obu okresach i wskazanie, czy i jak bardzo zmieniają się zachowania gospodarstw z poszczególnych segmentów na skutek poprawy koniunktury gospodarczej.

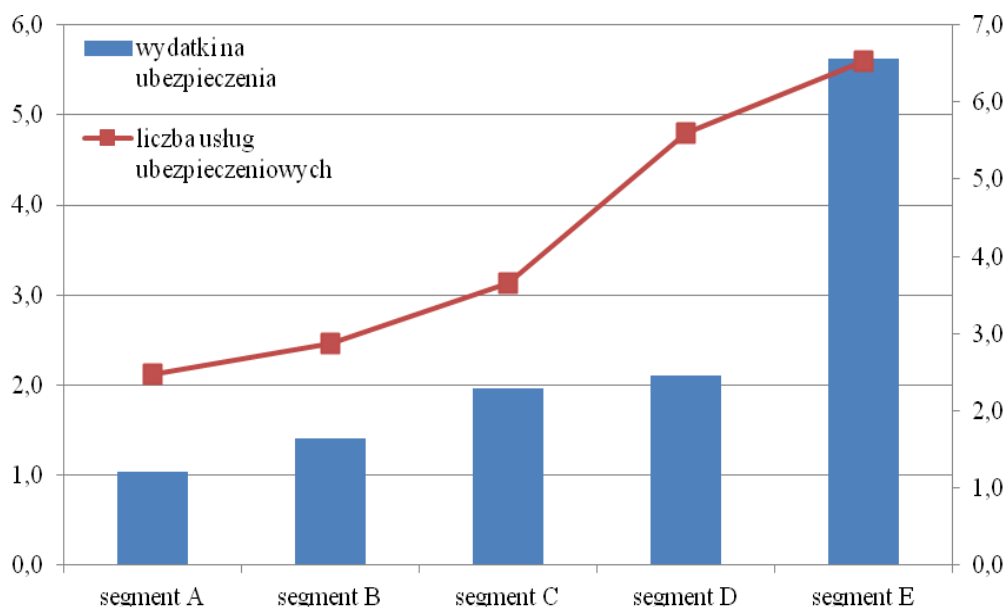
Segmentacja gospodarstw domowych została przeprowadzona metodą dwustopniowego grupowania w pakiecie statystycznym SPSS 20. Wiele metod segmentacji wymaga dysponowania zmiennymi ilościowymi. Metoda dwustopniowego grupowania wyróżnia się na tle innych metod tym, że może być stosowana w przypadku, gdy daną zbiorowość, w której mają być wyodrębnione grupy jednostek podobnych do siebie, opisują zarówno zmienne ilościowe, jak i jakościowe (Shih, Jheng i Lai, 2010; *The SPSS ...*). Istotnym ułatwieniem procedury segmentacji jest możliwość automatycznej identyfikacji liczby segmentów na podstawie kryterium informacyjnego Akaike lub kryterium informacyjnego Schwarza. Przeprowadzone analizy wykazały, że metoda ta może być stosowana z powodzeniem do segmentacji gospodarstw domowych na rynku usług bankowych na podstawie zestawu zawierającego zarówno zmienne ciągłe jak i kategoryjne (Garczarczyk i Skikiewicz, 2011).

Segmentacja gospodarstw domowych korzystających z usług ubezpieczeniowych została przeprowadzona na podstawie zestawu obejmującego trzynaście zmiennych. Wśród nich było siedem zmiennych jakościowych (najważniejsze kryterium wyboru zakładu ubezpieczeń i zmienne dotyczące korzystania z grup usług ubezpieczeniowych) oraz sześć zmiennych ilościowych (liczba usług ubezpieczeniowych, liczba zakładów ubezpieczeniowych, aktualne wydatki na ubezpieczenia, planowane wydatki na ubezpieczenia, liczba szkód i kwota wypłaconych odszkodowań). Ze względu na dążenie do większej porównywalności wyników w obu analizowanych okresach (latach 2001 i 2011) liczba segmentów nie została określona na podstawie statystycznych kryteriów (kryterium informacyjnego Akaike ani kryterium informacyjnego Schwarza), lecz została ustalona *a priori*. W obu okresach gospodarstwa domowe korzystające z usług ubezpieczeniowych zostały podzielone na pięć segmentów. Dla otrzymanych wyników przeprowadzone zostały testy statystyczne - test niezależności chi-kwadrat oraz test ilorazu wariancji (Mynarski, 2000). W obu okresach potwierdzone zostały statystycznie istotne różnice między segmentami dla każdej zmiennej segmentacyjnej ilościowej oraz jakościowej.

3.1. Segmentacja gospodarstw domowych na rynku usług ubezpieczeniowych w fazie pogorszenia koniunktury

Segmenty gospodarstw domowych uzyskane na podstawie danych za rok 2001 zostały uporządkowane rosnąco na podstawie średniej liczby usług ubezpieczeniowych, z których korzystały gospodarstwa domowe. Najmniej aktywny segment, o najmniejszej średniej liczbie usług na gospodarstwo, został oznaczony literą A, a najbardziej aktywny, o największej średniej liczbie usług na gospodarstwo, otrzymał literę E. Poszczególne segmenty obejmowały odpowiednio 19,7 % gospodarstw (segment A), 14,5 % (segment B), 22,6 % (segment C), 29,8 % (segment D) oraz 13,5 % (segment E). Analizując wyniki segmentacji, można stwierdzić, że wraz ze wzrostem średniej liczby usług ubezpieczeniowych w danym segmencie wzrastały średnie wydatki na ubezpieczenia zrealizowane w 2001 roku oraz planowane na rok następny. Towarzyszył im zwykle również wzrost średniej liczby zakładów ubezpieczeń, z usług których korzystało przeciętne gospodarstwo domowe. W przypadku liczby szkód oraz kwoty wypłaconych odszkodowań tak wyraźne prawidłowości nie występują, aczkolwiek między segmentem A oraz E różnica jest ogromna. Porównując skrajne segmenty – najmniej aktywny segment A oraz najbardziej aktywny segment E – można zauważyć ponad dwa i pół razy

wyższą średnią liczbę usług w segmencie E (6,53 usługi) niż w segmencie A (2,48 usługi). Również kwota rocznych wydatków na ubezpieczenia jest znacznie wyższa wśród najbardziej aktywnych gospodarstw domowych z segmentu E (5,6 tys. zł), przy czym przekracza wydatki gospodarstw z segmentu A aż pięciokrotnie (1,0 tys. zł). Najmniej aktywne gospodarstwa domowe posiadają usługi ubezpieczeniowe przeciętnie w niemal dwóch zakładach ubezpieczeń, a najbardziej aktywne korzystają zwykle z oferty niemal trzech zakładów ubezpieczeń. Największa różnica między najbardziej i najmniej aktywnymi gospodarstwami uwidacznia się w zakresie przeciętnej wypłaconej kwoty odszkodowania, która w segmencie E wynosi 6,87 tys. zł (w przeliczeniu na gospodarstwo, które doświadczyło szkody i otrzymało odszkodowanie w 2001 roku), podczas gdy w segmencie A jest znacznie niższa i kształtuje się na poziomie 940 zł.



Rysunek 2. Przeciętne roczne wydatki na ubezpieczenia (w tys. zł; skala lewa) a przeciętna liczba usług ubezpieczeniowych w segmentach gospodarstw domowych (skala prawa) w 2001 roku

Źródło: opracowanie własne.

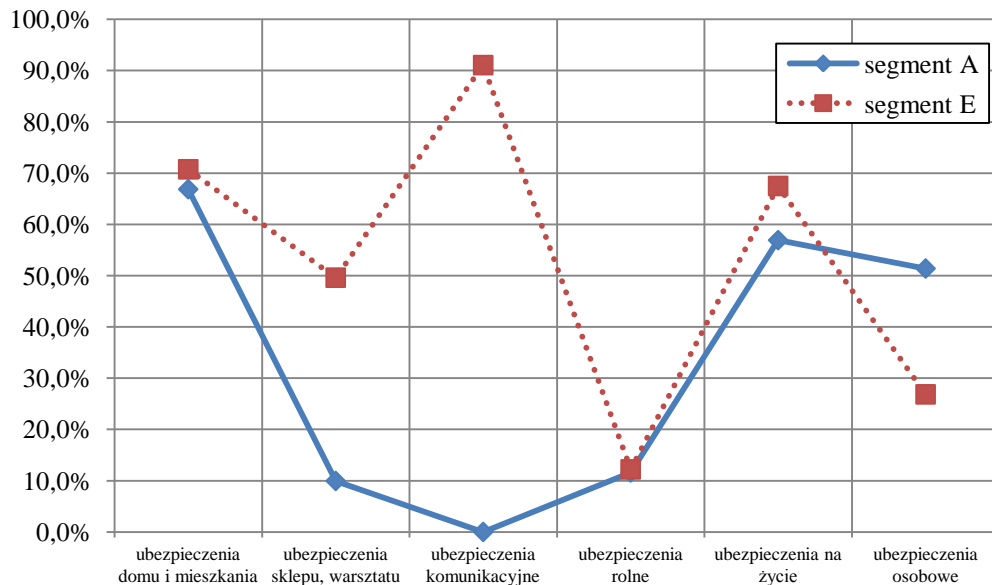
Gospodarstwa najmniej aktywne na rynku ubezpieczeniowym najczęściej posiadały ubezpieczenia domu i mieszkania (66,9 %), na życie (56,9 %) oraz osobowe (51,4 %), podczas gdy gospodarstwa najbardziej

aktywne posiadały najwięcej ubezpieczeń komunikacyjnych (91,1 %), domu i mieszkania (70,7 %) oraz na życie (67,5 %). Dla gospodarstw z najmniej aktywnego segmentu A najczęściej kluczowym kryterium wyboru zakładu ubezpieczeń była wysokość składki (34,8 %), a tuż za nią znalazło się zaufanie do firmy ubezpieczeniowej (34,3 %). W segmencie E z kolei najczęściej główną determinantą wyboru oferty usług ubezpieczeniowych było zaufanie do firmy ubezpieczeniowej (46,3 %), a w dalszej kolejności warunki ubezpieczenia (20,3 %).

Bardzo interesujące są na tym tle wyniki porównania najbardziej i najmniej aktywnych segmentów gospodarstw domowych ze względu na podstawowe cechy demograficzne. W segmencie najmniej aktywnym dominującą grupą zawodową są robotnicy (28,2 %), a zaraz po nich plasują się emeryci i renciści (16,9 %). Z kolei w segmencie najbardziej aktywnym przeważają przedstawiciele kadry ekonomicznej i nauczyciele (28,7 %), a także osoby prowadzące własną działalność gospodarczą (17,2 %) i przedstawiciele wolnych zawodów (12,3 %). W segmencie E dominują osoby z wykształceniem wyższym (55,3 %), podczas gdy w segmencie A najwięcej jest osób legitymujących się wykształceniem średnim (43,5 %), a ponadto względnie wysoki udział posiadają osoby z wykształceniem podstawowym i zawodowym (łącznie 34,5 %). Analiza struktury segmentów A i E ze względu na łączny dochód gospodarstw domowych ukazuje również bardzo duże różnice. Wśród najbardziej aktywnych gospodarstw bardzo wysoki odsetek osiąga dochody powyżej 4,0 tys. zł (46,1 %), podczas gdy w segmencie najmniej aktywnym bardzo dużo jest gospodarstw o dochodach nieprzekraczających 1,0 tys. zł (29,0 %), a gospodarstwa o dochodach powyżej 3,5 tys. zł prawie nie występują.

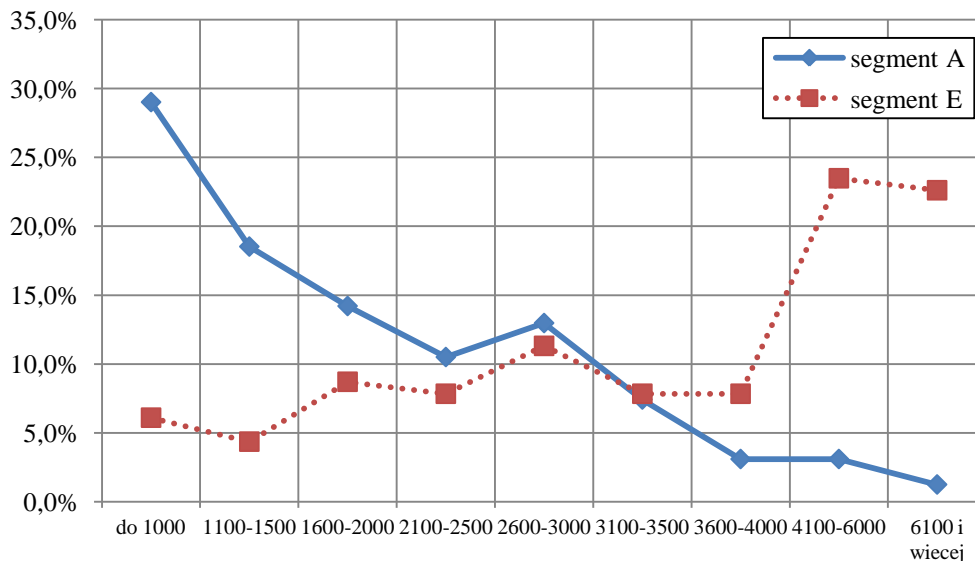
3.2. Segmentacja gospodarstw domowych na rynku usług ubezpieczeniowych w fazie poprawy koniunktury

W analogiczny sposób jak dla 2001 roku, segmenty gospodarstw domowych otrzymane dla 2011 roku zostały oznaczone literami od A do E (literę A przypisano do segmentu najmniej aktywnego na rynku usług ubezpieczeniowych, a literę E do najbardziej aktywnego). W segmencie A (drugim pod względem wielkości) znalazło się aż 24,2 % gospodarstw, podczas gdy segment E był najmniej liczny (podobnie jak w 2001 roku) i obejmował tylko 10,2 %.



Rysunek 3. Porównanie segmentu A i segmentu E ze względu na odsetek gospodarstw posiadających ubezpieczenie z danej grupy w 2001 roku

Źródło: opracowanie własne.



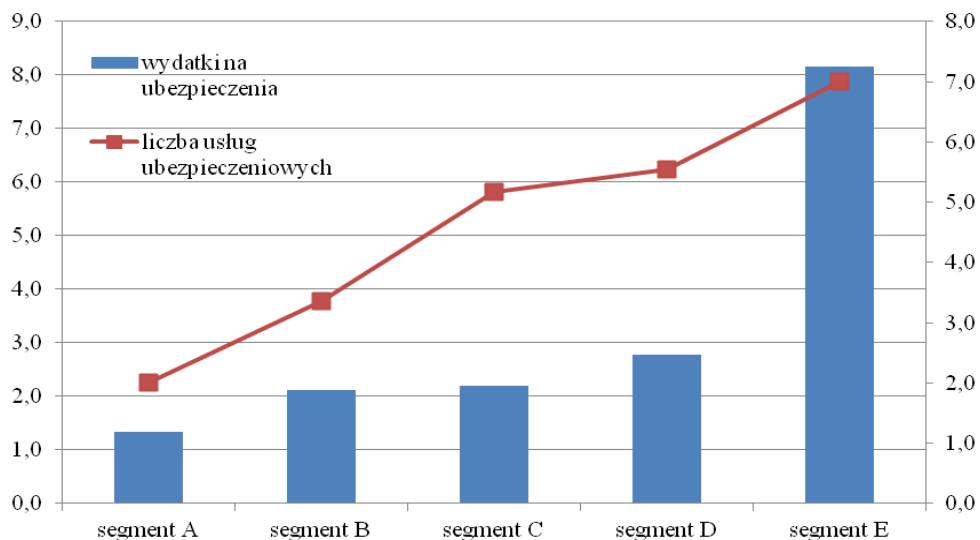
Rysunek 4. Porównanie struktury segmentu A i segmentu E ze względu na dochód gospodarstwa (w złotych) w 2001 roku

Źródło: opracowanie własne.

Podobne prawidłowości jak w 2001 roku można zaobserwować, analizując wskaźniki opisujące segmenty w 2011 roku. Występuje dosyć wysoka zbieżność w zakresie średniej liczby usług ubezpieczeniowych, średnich zrealizowanych w ciągu roku oraz planowanych na następny rok wydatków na ubezpieczenia. Wraz ze wzrostem jednej z tych kategorii w danym segmencie wzrastają również pozostałe.

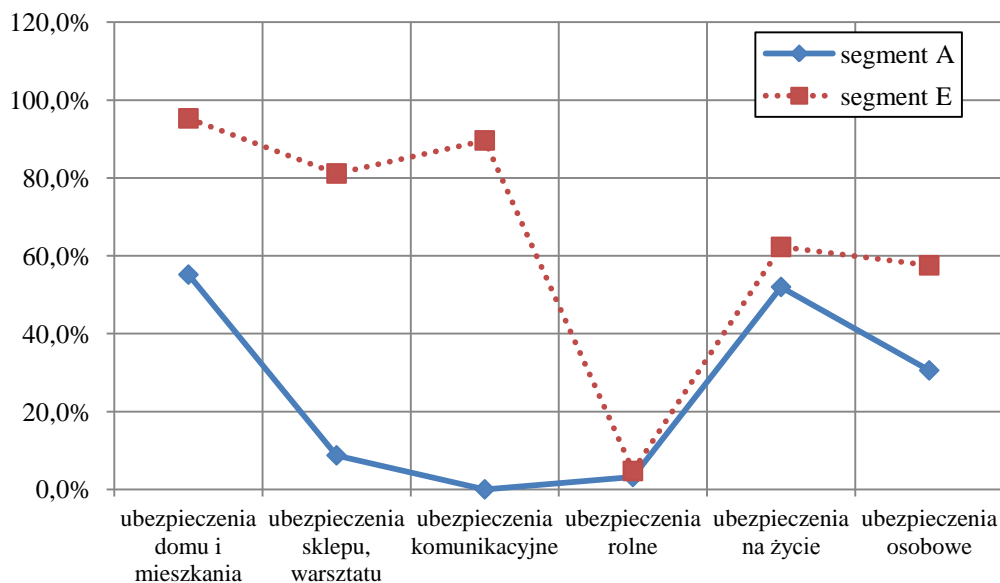
Gospodarstwa z najmniej aktywnego segmentu A korzystają tylko z dwóch usług, podczas gdy w najbardziej aktywnym segmencie E jest to aż siedem usług ubezpieczeniowych, a zatem ponad trzy razy więcej. Nieznacznie większa niż w 2001 roku jest również różnica między najbardziej i najmniej aktywnym segmentem w zakresie kwoty rocznych wydatków na ubezpieczenia, wynoszących w segmencie A średnio 1,3 tys. zł i w segmencie E aż sześć razy więcej - 8,2 tys. zł. W zakresie liczby zakładów, w których gospodarstwa posiadają usługi ubezpieczeniowe, sytuacja jest podobna jak 10 lat wcześniej, gospodarstwa najmniej aktywne korzystają z oferty niemal dwóch zakładów ubezpieczeń, a najbardziej aktywne niemal z trzech zakładów ubezpieczeń. Przeciętna kwota wypłaconego odszkodowania dla gospodarstwa, które doświadczyło szkody ubezpieczeniowej w segmencie A wynosi 2,062 tys. zł, zaś w segmencie E jest aż niemal osiem razy większa i kształtuje się na poziomie 16,033 tys. zł. Warto zauważyć, że kwoty te są ponad dwa razy wyższe niż w 2001 roku.

Gospodarstwa z segmentu A, podobnie jak 10 lat wcześniej, posiadały najwięcej ubezpieczeń domu i mieszkania (55,2 %) oraz na życie (52,0 %). Z kolei w segmencie E sytuacja uległa niewielkiej zmianie i najczęściej korzystano z ubezpieczeń domu i mieszkania (95,3 %), komunikacyjnych (89,6 %), oraz sklepu (81,1 %). Gospodarstwa najmniej aktywne za kluczowy czynnik decydujący o wyborze oferty usług ubezpieczeniowych najczęściej traktowały – tak samo jako w 2001 roku – wysokość składki (35,3 %) oraz zaufanie do firmy ubezpieczeniowej (26,2 %). W grupie gospodarstw najbardziej aktywnych dostrzec można większe zmiany; wprawdzie najczęściej wskazywanym głównym kryterium wyboru oferty usług ubezpieczeniowych pozostało zaufanie do firmy ubezpieczeniowej (32,1 %), jednak wskazywane było wyraźnie rzadziej, a na drugie miejsce wysunęła się wysokość składki (29,2 %).



Rysunek 5. Przeciętne roczne wydatki na ubezpieczenia (w tys. zł; skala lewa) a przeciętna liczba usług ubezpieczeniowych w segmentach gospodarstw domowych (skala prawa) w 2011 roku

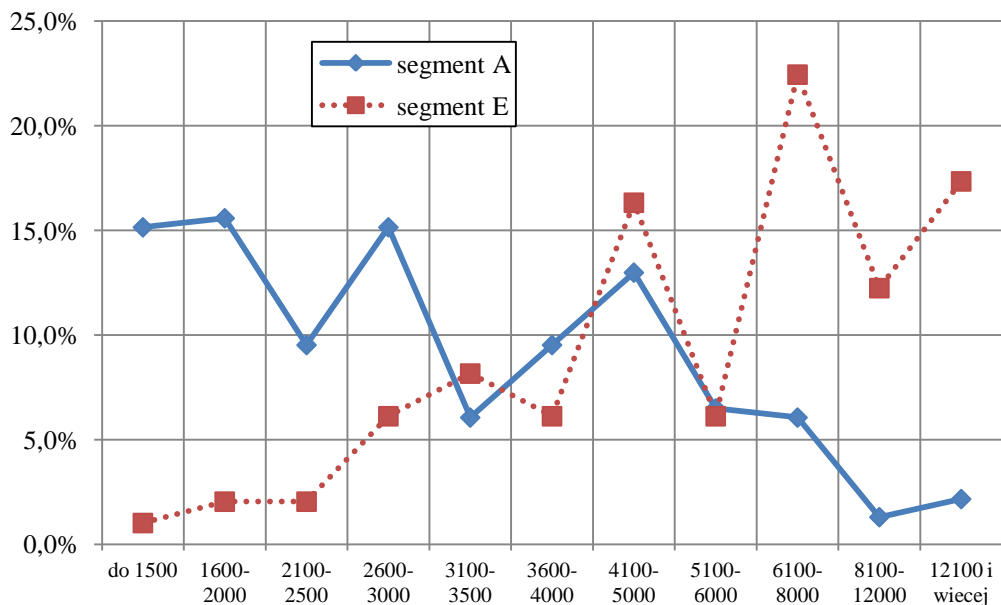
Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 6. Porównanie segmentu A i segmentu E ze względu na odsetek gospodarstw posiadających ubezpieczenie z danej grupy w 2011 roku

Źródło: opracowanie własne.

Struktura segmentu A oraz segmentu E ze względu na zawód i wykształcenie głowy gospodarstwa oraz dochód całego gospodarstwa różni się nieco od tej sprzed 10 lat. Najliczniejszą grupą zawodową w segmencie A są robotnicy (22,6 %), przy czym zaraz po nich są trzy inne grupy zawodowe (emeryci i renciści, pracownicy administracji oraz kadra ekonomiczna i nauczyciele) z udziałami od 11,9 % do 16,0 %. W segmencie E natomiast wyraźnie przeważają dwie grupy - osoby prowadzące własną działalność gospodarczą (27,2 %) oraz przedstawiciele kadry ekonomicznej i nauczyciele (27,2 %). Głowy gospodarstw domowych najbardziej aktywnych na rynku usług ubezpieczeniowych najczęściej posiadają wykształcenie wyższe (52,8 %), zaś w segmencie najmniej aktywnym jest najwięcej osób z wykształceniem średnim (44,6 %).



Rysunek 12. Porównanie struktury segmentu A i segmentu E ze względu na dochód gospodarstwa (w złotych) w 2011 roku

Źródło: opracowanie własne.

Największe różnice między segmentami występują – podobnie jak w 2001 roku – ze względu na dochód osiągany przez całe gospodarstwo domowe. W segmencie najmniej aktywnym ponad połowa gospodarstw (55,4 %) osiąga dochód nieprzekraczający 3 tys. zł, podczas gdy w segmencie najbardziej aktywnym aż 52 % osiąga dochód powyżej 6 tys. zł.

4. Fazy cyklu koniunktury a zmiany w zakresie aktywności gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym

Prezentowane w artykule zależności dotyczą dwóch odmiennych momentów czasu – roku 2001, a więc pogarszania się koniunktury i rozpoczynającego się w Polsce kilkuletniego spowolnienia oraz roku 2011, w którym nastąpiła poprawa koniunktury. Nasuwa się zatem pytanie, czy różny stan zapowiadanej koniunktury (fazy spadkowa i wzrostowa cyklu), miał wpływ na zachowanie nabywcy klientów indywidualnych na rynku ubezpieczeniowym. Aby odpowiedzieć na to pytanie, oceny aktywności gospodarstw domowych na tym rynku dokonano, biorąc pod uwagę dwie wielkości: aktualną kwotę wydatków na ubezpieczenia oraz planowaną kwotę takich wydatków w następnym roku. W rezultacie otrzymano dwie macierze (tabela 2) charakteryzujące zależność między aktualną i przyszłą aktywnością polskich gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym w dwóch różnych fazach cyklu koniunktury.

Tabela 2. Grupowanie segmentów gospodarstw domowych w 2001 i 2011 roku według aktualnych i planowanych wydatków na ubezpieczenia

		Bieżące wydatki na ubezpieczenia				
		bardzo małe / brak	małe	średnie	duże	bardzo duże
Planowane wydatki na ubezpieczenia	bardzo małe / brak	A ²⁰⁰¹ A ²⁰¹¹				
	małe		B ²⁰⁰¹	B ²⁰¹¹ C ²⁰¹¹		
	średnie		C ²⁰⁰¹	D ²⁰⁰¹		
	duże				D ²⁰¹¹	
	bardzo duże					E ²⁰⁰¹ E ²⁰¹¹

Źródło: opracowanie własne.

W roku 2001 wyodrębniono trzy grupy segmentów: pierwszą – o bardzo małej lub małej aktywności w zakresie wielkości aktualnych i przyszłych wydatków na ubezpieczenia (segmenty A i B), drugą –

o średniej aktywności (segmenty C i D), oraz trzecią – ponoszącą obecnie bardzo duże wydatki i zamierzającą także w przyszłości wydatkować wysokie kwoty na zakup ubezpieczeń (segment E). Uzyskane dane wskazują, że pogarszająca się w 2001 roku koniunktura w nikłym stopniu wpływała na zmianę aktywności gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym. W aż czterech segmentach (A, B, D, E) planowane wydatki na zakup ubezpieczeń będą na zbliżonym poziomie jak dotychczas, co oznacza brak istotnych zmian w zachowaniach nabywczych gospodarstw domowych mimo pogorszenia się koniunktury. Wpływ zmiany koniunktury miał jedynie miejsce w przypadku segmentu C, w którym gospodarstwa domowe zamierzają w przyszłości więcej wydatkować na zakup ubezpieczeń niż obecnie (przejście z przedziału „małe” do „średnie wydatki”). Jest to dość zaskakujące, bowiem można by się spodziewać odmiennej reakcji na pogorszenie koniunktury, w postaci ograniczenia wydatków na ubezpieczenia. Być może segment C, do którego w większości należy kadra ekonomiczna oraz robotnicy, jest bardziej przezorny niż inne grupy zawodowe i chce w większym stopniu niż obecnie zabezpieczyć się przed zdarzeniami losowymi na czas pogarszania się stanu gospodarki.

Wyodrębnione trzy grupy segmentów różnią się dość istotnie profilem demograficzno-ekonomicznym. W grupie pierwszej głowa gospodarstwa wyraźnie częściej niż w pozostałych grupach posiada wykształcenie jedynie podstawowe lub zawodowe, jest robotnikiem, emerytem (segment A) lub rolnikiem (segment B). Są to częściej gospodarstwa o niskich miesięcznych dochodach oraz o niskiej zamożności, kierujące się przy wyborze ubezpieczyciela głównie wysokością składki ubezpieczeniowej (ceną). Z kolei w drugiej grupie (segmenty C i D) znalazły się gospodarstwa, w których głowa posiada głównie wykształcenie średnie i jest robotnikiem, inżynierem lub przedstawicielem kadry ekonomicznej. Głównym kryterium wyboru ubezpieczyciela jest w tej grupie zaufanie do firmy ubezpieczeniowej, a ubezpieczenia są zawierane najczęściej bezpośrednio w placówce ubezpieczyciela.

Zupełnym przeciwieństwem do grupy pierwszej jest grupa trzecia (segment E), w której głowy gospodarstw w większości posiadają wyższe wykształcenie, prowadzą własny biznes bądź są przedstawicielami kadry ekonomicznej lub wolnych zawodów. Są to gospodarstwa o wysokich i bardzo wysokich dochodach, posiadające duże zasoby dóbr trwałych, a główną przesłanką wyboru ubezpieczyciela, obok zaufania do firmy ubezpieczeniowej, są warunki ubezpieczenia. W grupie tej głównym

sposobem kontaktowania się z zakładem ubezpieczeń były dotychczas spotkania z agentem, a w przyszłości będzie także Internet.

Bardzo podobny obraz aktywności gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym uzyskano w 2011 roku, a więc w fazie poprawy koniunktury i powolnego wychodzenia gospodarki z recesji. I w tym przypadku wyodrębniono bowiem trzy grupy segmentów: pierwszą – o niskich obecnie i w przyszłości wydatkach na ubezpieczenia (segment A), drugą – o średniej aktywności w tym zakresie (segmenty B i C), oraz trzecią charakteryzującą się wysokimi oraz bardzo wysokimi wydatkami na ubezpieczenia (segmenty D i E). Należy równocześnie podkreślić, iż poziom aktywności, wyrażający się wysokością wydatków na zakup ubezpieczeń, był wyraźnie wyższy w 2011 r. niż w roku 2001, co jednak – jak należy sądzić – nie jest efektem innego stanu koniunktury w obu porównywalnych okresach, lecz wpływem czasu i ogólnym wzrostem zamożności społeczeństwa. Potwierdza tę tezę fakt, iż mimo przewidywanej poprawy koniunktury po 2011 roku wielkość przyszłych wydatków na ubezpieczenia w trzech segmentach (A, D, E) będzie na podobnym poziomie jak do tej pory. Jedynie pewien wpływ zmiany koniunktury (poprawa) odnotowano w przypadku gospodarstw segmentów B i C (grupa o średniej aktywności na rynku ubezpieczeniowym), które w przyszłości zamierzają ograniczyć swoje wydatki na ubezpieczenia (przejście z przedziału „średnie” do „małe wydatki”). Taka reakcja gospodarstw wydają się zaskakująca, należałoby się bowiem spodziewać wzrostu wydatków w miarę poprawy koniunktury. Być może, na taką postawę miał wpływ krótki jeszcze okres poprawy koniunktury (dwa lata), a być może brak przekonania, że poprawa koniunktury będzie się w Polsce w kolejnych latach umacniać (może być to spowodowane wciąż trwającym kryzysem gospodarczym w wielu krajach Unii Europejskiej).

Podobnie jak w 2001 roku, tak i w 2011 r. zróżnicowany był istotnie profil ekonomiczno-demograficzny wyodrębnionych trzech segmentów. W grupie pierwszej (segment A) przeważały bądź osoby młode (do 30 lat) bądź najstarsze (ponad 60 lat), z wykształceniem średnim, będące najczęściej robotnikami, kadrą ekonomiczną i dość często emerytami. Gospodarstwa z tej grupy przy wyborze ubezpieczyciela kierowały się ceną usługi (wysokością składki), a zakupu ubezpieczeń dokonywały najrzadziej ze wszystkich grup, za pośrednictwem agenta ubezpieczeniowego. Także często pesymistycznie oceniały otaczającą je rzeczywistość. Z kolei w drugiej grupie (segment B i C) znalazły się głównie gospodarstwa, których głowa była w średnim wieku (40-60 lat), ze średnim lub wyższym wykształceniem, o średnich dochodach i średniej zamożności. Osoby te były

najczęściej bądź przedstawicielami kadry ekonomicznej bądź robotnikami, ale także inżynierami (segment B) lub pracownikami administracji (segment C). I w tym przypadku głównym kryterium wyboru ubezpieczyciela była wysokość składki ubezpieczeniowej, a zakupu ubezpieczeń dokonywano bądź za pośrednictwem agenta (segment B), bądź bezpośrednio w zakładzie ubezpieczeń (segment C).

Bardzo natomiast zróżnicowany wewnątrznie był profil grupy najbardziej aktywnej na rynku ubezpieczeniowym w fazie poprawy koniunktury (segment D i E). O ile bowiem w segmencie D dominowały osoby z wykształceniem średnim i zawodowym, będące rolnikami i o stosunkowo niskich dochodach, o tyle w segmencie E przeważały osoby z wyższym wykształceniem o bardzo wysokich dochodach, prowadzące własny biznes lub stanowiące kadrę ekonomiczną przedsiębiorstwa. W przypadku segmentu D głównym sposobem kontaktu z ubezpieczycielem były odwiedziny placówki, podczas gdy w segmencie E kontakt internetowy lub spotkanie z agentem. Przy wyborze ubezpieczyciela gospodarstwa segmentu D kierowały się najczęściej wysokością składki (ceną), zaś z segmentu E zaufaniem do firmy ubezpieczeniowej.

Porównując profile ekonomiczno-demograficzne segmentów uzyskanych w fazie spadkowej cyklu (2001 rok) oraz w fazie wzrostowej cyklu (2011 rok), można stwierdzić dużą ich zbieżność, co pokazuje poniższe zestawienie.

Tabela 3. Segmenty o podobnym profilu w 2001 i 2011 roku

	2001	Powiązania między segmentami	2011
Grupa najmniej aktywna	Segment A	→	Segment A
	B	↘	
Grupa średnio aktywna	Segment C	→	Segment C
	D	→	B
Grupa najbardziej aktywna	Segment E	↘	Segment D
		→	E

Źródło: opracowanie własne.

Równocześnie należy zauważyć znaczny wzrost aktywności na rynku ubezpieczeniowym w ciągu ostatnich dziesięciu lat segmentu, w skład którego w znacznej mierze wchodziły gospodarstwa rolników (segment B w 2001 roku i segment D w 2011 roku). Istotnie zwiększone wydatki na zakup ubezpieczeń spowodowały przejście tego segmentu z grupy najmniej aktywnej do najbardziej aktywnej. Co zatem spowodowało, że gospodarstwa rolników aktualnie znacznie więcej przeznaczają środków finansowych na zakup ubezpieczeń? Być może jest to konsekwencja wzrostu świadomości ubezpieczeniowej wywołana licznymi w ostatnich latach klęskami żywiołowymi (powodzie, trąby powietrzne, gradobicia), w wyniku których największe straty ponosili właśnie rolnicy, a być może był to wpływ otrzymywania przez rolników dopłat do upraw rolnych z funduszy Unii Europejskiej, co spowodowało poprawę i wzrost uzyskiwanych przez tą grupę zawodową dochodów.

5. Zakończenie

Jak wynika z powyższych analiz wpływ zmiany koniunktury na aktywność polskich gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym był bardzo ograniczony i to zarówno w fazie spadkowej, jak i fazie wzrostowej cyklu koniunktury. Brak istotności związków korelacyjnych między stanem koniunktury w gospodarce a niektórymi wskaźnikami aktywności gospodarstw domowych na rynku ubezpieczeniowym wynika w głównej mierze z nadal niskiej świadomości ubezpieczeniowej, a stąd ograniczonego zakresu korzystania z usług ubezpieczeniowych. Ograniczoną świadomością ubezpieczeniową polskiego społeczeństwa potwierdzają wciąż niskie, a w wielu przypadkach wręcz bardzo niskie wskaźniki pokrycia pola ubezpieczeniowego (często wielokrotnie niższe niż w innych krajach Unii Europejskiej). Mimo to, wraz ze wzrostem PKB wzrasta liczba nabywanych ubezpieczeń o wyższych cenach, a stąd i wyższe kwoty wypłacanych odszkodowań.

Równocześnie stwierdzono istotne różnice w stopniu aktywności na rynku ubezpieczeniowych między wyodrębnionymi segmentami gospodarstw domowych. Szczególnie dotyczy to korzystania z ubezpieczeń komunikacyjnych oraz ubezpieczeń sklepu i warsztatu, niezależnie czy to dotyczyło fazy pogorszenia, czy też fazy poprawy koniunktury. Stwierdzono, że stopień aktywności wyodrębnionych segmentów gospodarstw jest zbliżony bez względu na stan koniunktury. Jedynym wyjątkiem okazał się segment skupiający w dużej mierze rolników, których aktywność na rynku ubezpieczeniowym istotnie wzrosła wraz z poprawą koniunktury.

Literatura

- Ando A., Modigliani F., *The life cycle hypothesis of saving: Aggregate implications and tests*, „American Economic Review”, vol. 53, nr 1, 1963
- Duesenberry J. S., *Income saving and the theory of consumer behavior*, Harvard University Press, Cambridge, 1952
- Friedman M., *A theory of the consumption function*, „National Bureau of the Economic Research General Series”, nr 63, Princeton University Press, Princeton, 1957
- Garczarczyk J., Mocek M., Skikiewicz R., *Changes in economic situation and the behaviour of households in the Polish banking services market*, referat na 31 konferencję CIRET, Wiedeń, wrzesień 2012
- Garczarczyk J., Skikiewicz R., *Zastosowanie metody grupowania dwustopniowego w segmentacji klientów indywidualnych na rynku usług bankowych*, w: K. Mazurek-Łopacińska i M. Sobocińska, *Badania marketingowe - metody, nowe podejścia i konteksty badawcze*, Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław 2011
- Keynes J. M., *Ogólna teoria zatrudnienia, procentu i pieniądza*, przeł. M. Kalecki, S. Rączkowski, PWN, Warszawa 2003
- Modigliani F., *Life cycle, individual thrift and the wealth of nations*, „American Economic Review”, vol. 76, nr 3, 1986
- Modigliani F., Brumberg R. E., *Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data*, w: *Post-Keynesian economics*, pr. zb. pod red. K. K. Kurihary, Rutgers University Press, Chapel Hill 1954
- Mynarski S., *Praktyczne metody analizy danych rynkowych i marketingowych*, Zakamycze 2000
- Shih M. Y., Jheng J. W., Lai L. F., *A two-step method for clustering mixed categorical and numeric data*, „Tamkang Journal of Science and Engineering”, vol. 13, nr 1, 2010
- The SPSS two-step cluster component. A scalable component enabling more efficient customer segmentation*, http://www.spss.ch/upload/1122644952_The%20SPSS%20TwoStep%20Cluster%20Component.pdf

Marek Lubiński[‡]

Aktywność kredytowa banków w cyklu koniunkturalnym*

Streszczenie

W artykule potraktowano sektor finansowy jako istotny czynnik napędowy fluktuacji koniunkturalnych. Powszechnie przyjęte wyjaśnienie procykliczności systemu finansowego wyrasta z asymetrii informacji między pożyczkobiorcami i pożyczkodawcami. Minsky zaproponował teorię wiążącą kruchość rynku finansowego w toku normalnego funkcjonowania gospodarki z narastaniem baniek spekulacyjnych endogenicznych w stosunku do rynków finansowych. Jednym z wyjaśnień cykli ekonomicznych i finansowych jest także akcelerator finansowy. Stwarza on teoretyczne ramy, w których bilans pożyczkobiorców i wartość oferowanego przez nich zastawu są źródłami fluktuacji w sferze realnej. Dodatkowym materialnym źródłem procykliczności sektora finansowego jest nieadekwatna reakcja uczestników rynku finansowego na zmiany ryzyka w czasie. Zachowanie instytucji finansowych w cyklu koniunkturalnym zależy od postrzegania przez nie ryzyka. W ożywieniu nadmierny optymizm banków odnośnie do perspektyw dłużników, w połączeniu z poprawą bilansów banków w warunkach zaostrzającej się konkurencji, prowadzą do liberalnej polityki kredytowej, powodującej obniżenie standardów kredytowych.

Słowa kluczowe: cykl kredytowy, sektor finansowy, akcelerator finansowy, pamięć instytucjonalna, zachowania stadne

Kody klasyfikacji JEL: E32, E44, G01, G21

[‡] Katedra Ekonomii Rozwoju i Polityki Ekonomicznej, Szkoła Główna Handlowa

*Artykuł jest zmienioną wersją opracowania przygotowanego w ramach projektu "Banki a cykle koniunkturalne" finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji numer DEC-2011/01/B/HS4/06216.

Marek Lubiński[±]

Banks' Lending Activity During Business Cycles

Abstract

In the article the financial system is viewed as an important driver of business cycle fluctuations. A common explanation for the procyclicality of the financial system has its roots in information asymmetries between borrowers and lenders. Minsky proposed theories linking financial market fragility, in the normal life-cycle of an economy, with speculative investment bubbles endogenous to financial markets. One of the explanation of economic and financial cycles is often known as the 'financial accelerator'. It creates theoretical framework in which the state of borrowers' balance sheets and collateral value was a source of real output fluctuations. An additional material source of financial procyclicality is inappropriate responses by financial market participants to changes in risk over time. The behaviour of lending institutions during business cycles depends on their perceptions of risk. During upturns banks' overoptimism about borrowers' future prospects, coupled with strong balance sheets and increasing competition, brings about more liberal credit policies with lower credit standards.

Keywords: credit cycle, financial sector, financial accelerator, institutional memory, herding behaviour

JEL classification: E32, E44, G01, G21

[±] Department of Development Economics and Economic Policy, Warsaw School of Economics

1. Wstęp

Recesjom, zarówno w krajach zaawansowanych jak i rozwijających się, towarzyszyły często zaburzenia na rynkach finansowych. Wspólnym rysem tych perturbacji było gwałtowne ograniczenie akcji kredytowej i znaczny spadek cen aktywów. Ostatnie tego typu zdarzenia, zainicjowane w Stanach Zjednoczonych w 2007 r., nie tylko ożywiły debatę na temat roli sektora finansowego w cyklu koniunkturalnym, ale również wprowadziły do niej nowe elementy. W sytuacji, gdy gospodarka światowa doznaje najcięższego od dziesięcioleci załamania, nie jest już dłużej konieczne odwoływanie się do wielkiego kryzysu czy doświadczeń krajów wschodzących dla uzasadnienia zainteresowania wpływem czynników finansowych na agregatowe fluktuacje produkcji.

Awans problematyki wpływu sektora finansowego na stabilność gospodarki na czołówki gazet i pierwsze miejsce wśród problemów dyskutowanych przez ekonomistów nie oznacza bynajmniej, że jest to problematyka nowa. Zależnie od miejsca i czasu eksponowano różne jej aspekty. W niniejszym tekście zostały poruszone trzy wątki.

Po pierwsze, chodziło o ustosunkowanie się do – niemającego nic wspólnego z ornitologią – sporu, czy w przypadku obecnego kryzysu mamy do czynienia z „białym” czy „czarnym łabędziem”. Istota kontrowersji sprowadza się do ustalenia, czy współczesny kryzys jest zjawiskiem wyjątkowym, czy też daje się wpisać w normalny i typowy dla gospodarki rynkowej rytm fluktuacji koniunkturalnych. Tego typu dyskurs nie jest bynajmniej zjawiskiem nowym, sięga bowiem swoimi korzeniami co najmniej niemieckiej szkoły historycznej. Od tego czasu w analizie wahań koniunkturalnych bądź akcentowano zawsze pojawiające się elementy nowe, bądź podkreślano cechy typowe. Stanowisko w tym sporze zająłem, odwołując się do następującego rozumowania. Stwierdzenie, że obecny kryzys jest „czarnym łabędziem” jest równoznaczne z zanegowaniem przydatności wcześniejszych teorii do jego objaśniania. Jeżeli natomiast „łabędź” jest „biały”, istniejące teorie z powodzeniem nadają się do interpretacji obserwowanych zjawisk. Z takiej formuły analizy wymaga pewien świadomie przyjęty jej anachronizm, bowiem warunkiem zweryfikowania przedstawionego zamysłu jest odwołanie się wyłącznie do teorii powstałych przed rokiem 2007. Oczywiście prześledzenie wszystkich teorii objaśniających niestabilność sektora finansowego nie było możliwe w ramach niniejszego referatu, dlatego odwołano się do teorii kruchości sektora finansowego, modelu akceleratora, roli kapitałów banków i koniunkturalnie zmiennej ich skłonności do podejmowania ryzyka.

Na pozór paradoksalne jest, że asumpt do zwiększonego zainteresowania wpływem sektora finansowego na przebieg cyklu dała teoria realnego cyklu koniunkturalnego. Związana była bowiem z nią trudność identyfikacji dostatecznie silnych szoków technologicznych, generujących fluktuacje o skali zbliżonej do rzeczywistej i zdolności do imitowania innych stylizowanych faktów. Z tego powodu współczesna teoria cyklu koniunkturalnego akcentuje znaczenie egzogenicznych szoków produktywności dla powstawania wahań i podkreśla rolę rynków finansowych w ich rozprzestrzenianiu (Aghion i in., 2005). Drugim celem prowadzonej analizy, w wielu elementach tożsamym z poprzednim, było przedstawienie mechanizmów, poprzez które sektor finansowy przyczynia się do wzmocnienia wahań koniunkturalnych, a przede wszystkim do ich pogłębienia.

Trzeci cel analizy także bezpośrednio nawiązuje do teorii realnego cyklu koniunkturalnego, która traktuje jak wspomniano szoki podażowe, w tym technologiczne, jako główne źródło wahań koniunkturalnych. Nie ma jednak żadnych dobrych powodów ku temu, aby szoki technologiczne wiązać wyłącznie ze sferą produkcji materialnej, bowiem w planie najbardziej ogólnym są one definiowane jako wszelkie zakłócenia, nie wyłączając zmian prawnych i regulacyjnych, które wpływają na zdolności produkcyjne przedsiębiorstw i ich możliwości generowania zysków. Z takiej perspektywy źródłem innowacji może być również sektor finansowy. I ta właśnie kwestia jest jednym z wątków prowadzonej analizy.

2. Minsky'ego wizja sektora finansowego

Istotny i oryginalny wkład do myślenia na temat roli sektora finansowego w powstawaniu i przebiegu wahań koniunkturalnych wniósł Minsky¹. Patrzył on na gospodarkę jak na złożony system finansowy, którego niestabilność rośnie w miarę wydłużania się fazy wzrostowej w wyniku odwoływania się podmiotów gospodarujących do coraz bardziej ryzykownych form finansowania działalności. Wprawdzie, jego zdaniem, rynek pozwala na osiągnięcie równowagi między zagregowanym popytem i zagregowaną podażą, jednak w gospodarkach rozwiniętych pod względem finansowym nie da się tej równowagi utrzymywać nieskończenie długo. Niestabilność ma źródła w rynkach finansowych, gdzie dominują spekulacja i domysły, dla których typowe są fale paniki i euforii.

¹ W artykule wykorzystano podstawowe prace Minsky'ego wymienione w spisie literatury. Ponieważ zarazem w wielu jego tekstach powtarzają się główne myśli, zrezygnowano ze szczegółowych cytowań.

Minsky zaoferował również spojrzenie na banki jak na przedsiębiorstwa, które, podobnie jak we wszystkich innych dziedzinach gospodarki, charakteryzuje pogoń za zyskiem możliwym do osiągnięcia dzięki innowacjom. Produkty standardowe, wytwarzane przez rosnący krąg dostawców, przynoszą coraz mniejsze profity, stąd też tendencja do zastępowania ich nowymi. Nowe produkty finansowe, podobnie jak wytwory innych dziedzin gospodarki, trafiają początkowo – zgodnie z koncepcją cyklu życia – do stosunkowo wąskiego kręgu odbiorców, co sprawia, że rynek jest relatywnie płytki.

Niezależnie od tego podobieństwa, między innowacjami finansowymi i produktowymi występują różnice. Po pierwsze, innowacje finansowe, w odróżnieniu od większości produktów, nie mogą być poddane próbom w niewielkiej skali. Jedynym i ostatecznym ich weryfikatorem jest rynek. Sytuacja niewyobrażalna w przemyśle samochodowym, aby do sprzedaży trafił pojazd, który mimo najstaranniejszego zaprojektowania nie został poddany odpowiednim sprawdzianom jest typowa dla innowacji finansowych. Po drugie, w związku z powyższym, nowe produkty są oceniane na podstawie doświadczeń przeszłych przy wykorzystaniu znanych z historii metod, co bywa zawodne, zwłaszcza w przypadku produktów hybrydowych, takich jak fundusz inwestycyjny z polisą na życie. Po trzecie, nowe produkty finansowe dostosowywane są często do potrzeb określonego użytkownika lub grupy odbiorców. Ze względu na związane z tym koszty i obawę przed imitacją zarówno dostawca jak i nabywcy nie są zainteresowani ujawnianiem wszystkich jego cech. Po czwarte, nowe produkty finansowe stają się coraz bardziej złożone, co utrudnia ich ocenę nie tylko laikom, co zrozumiałe, ale niejednokrotnie również fachowcom. I w końcu nie można wykluczyć, że innowacje finansowe są znacznie bardziej radykalne niż ich produktowe odpowiedniki. W tym ostatnim przypadku często udoskonalenia są czysto kosmetyczne, niezmieniające podstawowych cech produktu. W rezultacie rynek na nowe produkty jest stosunkowo płytki, ich wycena ułomna, a obroty dokują się na ograniczonym pod względem zasięgu rynku pozagiełdowym. Wszystko to trwa do momentu, dopóki innowacje finansowe nie zostaną zweryfikowane przez rynek. Na ile ta konfrontacja może być bolesna, wskazują doświadczenia ostatniego kryzysu.

Kreowanie innowacji finansowych, po części autonomiczne, może również wykazywać związek z ruchem koniunktury. Załączkiem całego procesu jest rosnące zapotrzebowanie zgłaszane przez inwestorów na dostępne na rynku papiery wartościowe, co przy danej podaży powoduje wzrost cen. W odpowiedzi na zwiększone zapotrzebowanie i rosnące ceny

instytucje finansowe wprowadzają na rynek nowe papiery wartościowe, „wykrawane” niejako z dotychczas istniejących i tym samym bardziej ryzykowne. Wbrew temu są one traktowane przez inwestorów i niejednokrotnie samych emitentów jako doskonały substytut tradycyjnych instrumentów i dlatego są dostarczane i nabywane w coraz większych ilościach. Trwa to do momentu, dopóki nie pojawią się pogłoski, że nowe instrumenty są podatne na niedostrzegane wcześniej ryzyko i tym samym są gorszym substytutem starych. Skutkuje to preferowaniem bezpieczeństwa, polegającym na sprzedaży nowych i zakupie starych, dobrze znanych papierów wartościowych (Gennaioli, Shleifer i Vishny, 2010).

Typowa dla sektora finansowego w każdych warunkach pogoń za innowacjami w celu maksymalizacji zysku ulega wzmocnieniu przez specyficzne okoliczności. U progu XXI w. czynnikami takimi były w Stanach Zjednoczonych stabilne ceny oraz niskie stopy procentowe, utrzymywane po pęknięciu bańki internetowej. Niewykluczone również, że fala innowacji finansowych była spóźnionym pokłosiem wcześniejszej liberalizacji.

3. Akcelerator finansowy

Jednym z problemów o szczególnym znaczeniu w kontekście obecnego kryzysu finansowego jest koniunkturalnie zmienna skłonności banków do udzielania kredytów. Obserwacja, że wielkość kredytu zależy od stanu gospodarki nie jest bynajmniej nowa, stąd też wielość oferowanych przez teorię interpretacji tego zjawiska. Jedną z najważniejszych takich koncepcji jest idea akceleratora finansowego i jej rozwinięcie, polegające na uwzględnieniu wpływu wielkości kapitałów banków na zdolność do udzielania kredytów.

Bernanke, Gertler i Gilchrist (1998) zaproponowali model, w którym endogeniczny rozwój sektora finansowego kreuje i wzmacnia mechanizm rozprzestrzeniania się szoków w gospodarce. Niewypłacalność i bankructwa, wzrost realnego ciężaru długu, spadek cen aktywów oraz upadłości banków są nie tyle biernym odzwierciedleniem zmian w sferze realnej gospodarki, ile wynikiem endogenicznego rozwoju rynku kredytowego.

Kluczową kategorią modelu jest premia za finansowanie zewnętrzne (*external finance premium*), definiowana jako różnica kosztów pozyskania środków ze źródeł zewnętrznych i kosztów alternatywnych zastosowania funduszy własnych. Różnica ta wyrasta z asymetrii informacji i kosztów agencji, przy czym pryncypałem jest w tym przypadku instytucja udzielająca kredytu, a agentem kredytobiorca, który nie zawsze musi

postępować zgodnie z warunkami kontraktu (Zhang, 2011). Wyegzekwowanie od kredytobiorcy dotrzymania umowy, jak również ocena jego wiarygodności, a także kontrola postępowania, pociągają za sobą koszty, które ma właśnie zrekompensować premia za finansowanie zewnętrzne. Można ją powiązać z czterema zmiennymi koniunkturalnie wielkościami, którymi są:

- zaangażowanie środków własnych,
- zdolność podmiotu gospodarczego do generowania przychodów,
- wartość majątku kredytobiorcy, która może być oferowana w charakterze zastawu i stanowi gwarancję zwrotu długu,
- koszty audytu.

Zaangażowanie środków własnych wpływa na zmniejszenie premii za finansowanie zewnętrzne. Jeżeli bowiem wkład własny w finansowanie projektu jest niewielki, rośnie potencjalna sprzeczność interesów między wierzycielem i dłużnikiem, implikując rosnące koszty agencji. Im więcej dłużnik jest w stanie zainwestować we własne przedsięwzięcie, tym mniej jego interesy będą odbiegały od interesów pożyczkodawcy i tym wyższe obciążające go ewentualne koszty bankructwa. Teoretycznie finansowanie długiem nie powinno rodzić konfliktu interesów między wierzycielem i dłużnikiem, bowiem kierownictwo firmy uzyskuje korzyści dopiero po spłacie zobowiązań. Jednak nawet w takiej sytuacji podział ryzyka nie jest proporcjonalny, jako że całe profity przypadają zarządowi firmy, a konsekwencje ewentualnych strat w niewspółmiernie dużym stopniu obciążają wierzyciela (Jensen i Meckling, 1976).

Wysoki udział środków własnych, który zwiększa możliwości korzystania z finansowania zewnętrznego i obniża jego koszty ma również aspekty negatywne, bowiem dłużnik może wykorzystać część kredytu do osiągnięcia korzyści prywatnych. Realizowane przez przedsiębiorców projekty różnią się pod względem weryfikowalnych strumieni kasowych i niepoddających się kontroli korzyści prywatnych, które zmniejszają wyrażoną w pieniądzu rentowność projektu. Przykładem może być modernizacja biura lub zakup samolotu służbowego. Nawet jeżeli tego typu działania poddają się obserwacji trudno jednoznacznie rozstrzygnąć, czy pozostają one w interesie menadżera czy firmy (Jensen i Meckling, 1976). Rodzi to konflikt interesów, ponieważ przedsiębiorca chce podjąć projekt generujący korzyści prywatne, nawet jeżeli obniża to strumienie kasowe. Z drugiej strony kredytodawcy angażują się tylko w projekty maksymalizujące strumienie kasowe i minimalizujące korzyści prywatne. Jeżeli przedsiębiorcy finansują znaczną część inwestycji ze środków własnych, kontrola zewnętrzna słabnie, co umożliwia podejmowanie

projektów przynoszących wysokie korzyści prywatne, które w normalnych warunkach nie przeszłyby weryfikacji. W rezultacie finansowane są coraz mniej efektywne projekty, torując drogę załamaniu (Favara, 2006).

Jeżeli w miarę łatwo można zidentyfikować powody, dla których zaangażowanie środków własnych wpływa na premię za finansowanie zewnętrzne, to znacznie trudniej określić koniunkturalne zmiany tej wielkości. Z jednej bowiem strony w ożywieniu rosną przychody przedsiębiorstw i tym samym możliwość samofinansowania, z drugiej jednak strony ze względu na wzrost produkcji i inwestycji rosną potrzeby w tym zakresie. Skoro zatem rzeczywiste zmiany są wypadkową sił przeciwstawnych, trudno określić ich wypadkową.

Zdolność podmiotu gospodarczego do generowania przychodów jest również ujemnie skorelowane z premią za finansowanie zewnętrzne. Wyjaśnienie takiej zależności nie następuje specjalnych trudności. Wysokie generowane przychody dają rękojmię terminowej spłaty zobowiązań i ponadto mogą być traktowane jako pewien certyfikat wiarygodności i sprawności zarządzania przedsiębiorstwem.

Specjalnych trudności nie sprawia również rozszyfrowanie koniunkturalnego ruchu przychodów podmiotów gospodarujących. Wprawdzie z różnym nasileniem i ewentualnymi opóźnieniami czasowymi postępują one za ruchem koniunktury.

Wartość majątku kredytobiorcy jest szczególnie istotna, gdy pożyczkodawcy mają trudności z wyegzekwowaniem zobowiązań. Wówczas kwota kredytów zaciąganych przez przedsiębiorców jest ograniczona do wartości oferowanego przez nich zastawu, bowiem tylko wtedy pożyczkodawca ma gwarancję całkowitego zaspokojenia roszczeń. W rezultacie przedsiębiorcy nie mogą pożyczać tyle, ile by chcieli, zwłaszcza w złej sytuacji ekonomicznej.

Znaczenia wartości majątku nie należy sprowadzać wyłącznie do pełnionej przez niego funkcji zastawu. Wartość majątku przedsiębiorstwa wpływa również na jego skłonność do podejmowania ryzyka. Podobnie jak w przypadku zaangażowania środków własnych, znaczący majątek i groźba jego utraty zniechęcają do zachowań nieroztropnych. W załamaniu wartość netto spada, co z perspektywy przedsiębiorcy oznacza mniejsze straty w przypadku bankructwa. Skłania to do przyjmowania strategii „wóz albo przewóz”, oznaczającej, że wiele można zyskać dzięki sukcesowi i niewiele stracić w przypadku niepowodzenia. Od wartości zastawu zależą również koszty audytu. Gdyby wartość zastawu była równa długowi, koszty monitorowania i audytu spadłyby do zera.

Wartość zastawu zmienia się zgodnie z ruchem koniunktury. W fazie wzrostowej cyklu koniunkturalnego rośnie wartość majątku trwałego i kursy akcji. W tym kontekście należy zwrócić uwagę na podwójną rolę pełnioną przez elementy majątku trwałego. Na przykład nieruchomości, czy to mieszkaniowe czy komercyjne, z perspektywy ich posiadacza mają bezpośrednie walory użytkowe zgodne z ich przeznaczeniem oraz mogą pełnić funkcje zastawu. Z racji tej dwoistości funkcji są dwa motywy dokonywania zakupów, co zwiększa popyt i przyczynia się do wzrostu cen.

Koszty audytu powstają, ponieważ w wyniku asymetrii informacji sytuację ekonomiczną przedsiębiorstwa, jego postępowanie i stopę zwrotu z projektu bez żadnych dodatkowych kosztów mogą ocenić jedynie swoi (insiderzy), natomiast obcy (outsiderzy) muszą uciekać się do kosztownego audytu. Ponadto, ze względu na asymetrię informacji inwestorzy (insiderzy) są skłonni do udzielenia fałszywej informacji o spodziewanych efektach inwestycji. Tendencja do oferowania złego projektu jako dobry wynika z faktu, że nakłady poniesione na jego przygotowanie są kosztami utopionymi i szansę na ich zwrot daje jedynie znalezienie źródeł finansowania.

Łączne działanie wszystkich wymienionych czynników sprawia, że premia za finansowanie zewnętrzne zmienia się przeciwcyklicznie, tzn. spada w ożywieniu i rośnie w załamaniu, chociaż niesymetrycznie. Ponieważ w ożywieniu inwestycje mogą być w coraz większym stopniu finansowane środkami własnymi, a wartość zabezpieczenia rośnie, koszty agencji zmierzają do zera. Jednak żadna dalsza poprawa warunków gospodarowania nie wpływa już na ich spadek i efekt akceleracji wygasa. Natomiast w spadku nie ma żadnej naturalnej granicy wzrostu premii za finansowanie zewnętrzne (Lowe i Rohling, 1993).

Wzrost premii za finansowanie zewnętrzne w fazie spadkowej cyklu koniunkturalnego nasila negatywną selekcję. Jeżeli rentowność przedsięwzięcia i związane z nim ryzyko są dodatnio skorelowane, wzrost kosztów finansowania zewnętrznego sprawia, że na rynku pozostają wyłącznie podmioty najmniej wiarygodne. Świadomość wzrostu ryzyka kredytobiorcy skłania banki do dalszego podnoszenia stóp procentowych z opisanymi już skutkami. Proces ten w skrajnym przypadku prowadzi do całkowitego zawieszenia akcji kredytowej lub racjonowania kredytów, bowiem nie ma stopy procentowej równoważącej rynek, na który godni zaufania kredytobiorców powracają dopiero fazie wzrostowej, kiedy premia za finansowanie zewnętrzne spada.

Dotychczasowa analiza pozwala na przedstawienie schematu zmian koniunkturalnych. Początkowo przedsiębiorstwo zaciąga kredyt

w wysokości i na warunkach zależnych od oferowanego zastawu oraz zaangażowania środków własnych. W ożywieniu powszechne uciekanie się do kredytu dodatkowo pobudza gospodarkę, podnosząc wartość aktywów przedsiębiorstw i zwiększając możliwości samofinansowania. Dzięki temu rośnie ich zdolność kredytowa, co sprzyja kontynuowaniu wzrostu. W załamaniu spada wartość aktywów i przychody przedsiębiorstw, co ogranicza możliwości zaciągania kredytów i podnosi koszty pożyczek. W rezultacie kredyt dla przedsiębiorstw staje się procykliczny (Towsend, 1979).

Effekt akceleratora finansowego może ulec wzmocnieniu, jeżeli przy zakupie aktywów gracze rynkowi wykorzystują dźwignię finansową. Wzrost cen aktywów wzmacnia bilanse i powoduje spadek stopy lewarowania. Jeżeli instytucje finansowe chcą utrzymywać stałą stopę lewarowania, to na taką zmianę zareagują zwiększeniem pożyczek, przeznaczonych na zakup dodatkowych aktywów. Zatem jeżeli rosną ceny aktywów, zwiększa się jednocześnie zapotrzebowanie na nie. Większy popyt prowadzi do wzrostu cen aktywów, co powoduje efekty zwrotne polegające na kolejnym wzmocnieniu bilansów, większym popycie na aktywa, wzroście ich cen itd. Zmiany przebiegają w odwrotnym kierunku w załamaniu, kiedy wartość aktywów spada. Wywołany tym spadek stopy lewarowania powoduje sprzedaż aktywów, których ceny maleją i dodatkowo podaż jest tym wyższa, im ceny niższe. Skutkiem jest ujemne nachylenie krzywej podaży (Adrian i Shin, 2008). W rezultacie pojawia się cykl lewarowania, które staje się nadmierne w ożywieniu i zbyt niskie w załamaniu. W ożywieniu ceny aktywów są wyśrubowane, a w recesji zanadto spadają. Wykorzystywanie dźwigni finansowej pogłębia fluktuacje cen aktywów. Jak wcześniej wspomniano, od wartości aktywów zależy zdolność przedsiębiorstw do zaciągania kredytów. Z tego powodu spowodowane lewarowaniem fluktuacje cen aktywów wpływają na zdolność przedsiębiorstw do zaciągania kredytów, pogłębiając amplitudę wahań koniunkturalnych.

Sektor finansowy, ułatwiając realizację inwestycji, jednocześnie stwarza niebezpieczeństwo nadmiernej ich ekspansji. Zmiany są wypadkową dwóch sił. Z jednej strony wyższe inwestycje stymulują produkcję i zyski, podnoszące wartość netto przedsiębiorstw, a także ich wiarygodność kredytową. Rosną pożyczki służące dalszemu finansowaniu inwestycji. Jednocześnie inwestycje kreują popyt na czynniki produkcji i ich ceny w relacji do cen wyrobów gotowych rosną, jeżeli tylko podaż czynników produkcji nie jest doskonale elastyczna i efektywność wykorzystania nie rośnie wystarczająco szybko. Wzrost cen czynników

produkcji ogranicza zyski, wiarygodność kredytową, zmniejsza pożyczki i inwestycje, prowadząc do spadku produkcji. Jak tylko zostanie zapoczątkowany spadek, przebieg zdarzeń ulega odwróceniu i powstają przesłanki kolejnego ożywienia (Aghion, Bacchetta i Banerjee, 1999).

4. Znaczenie kapitałów banków

Akcelerator finansowy uzależnia wielkość kredytu w gospodarce od kapitałów przedsiębiorstw. Natomiast na stronę podażową rynku wpływają kapitały banków. Znaczenie kapitału banków wyniósł na piedestał Markovic, który w odróżnieniu od Bernanke wyeksponował nie tylko znaczenie popytu, ale także podaży na rynku kredytowym (Markovic, 2006).

Całe rozumowanie odwołuje się do tradycyjnego postrzegania banków jako instytucji depozytowo-kredytowej. Działalność banków jest związana między innymi z udzielaniem kredytów przedsiębiorcom i gromadzeniem depozytów oszczędzających gospodarstw domowych. Skalę obydwu rodzajów działalności uzależnia się od sytuacji finansowej banków, a przede wszystkim wysokości środków własnych. Dostyc oczywisty jest wpływ położenia banku na rozmiary akcji kredytowej, natomiast wytłumaczenia wymaga jego oddziaływanie na pozyskiwanie depozytów.

Jedno z wyjaśnień odwołuje się do funkcji banków jako pośrednika między oszczędzającymi gospodarstwami domowymi i inwestującymi przedsiębiorcami. Gospodarstwa domowe nie udzielają pożyczek bezpośrednio, ponieważ banki mają większą zdolność obserwowania i oceniania kredytobiorców. Jednak depozytariusze zawsze mogą obawiać się, że banki w celu zmniejszenia wydatków nie będą wypełniały tego zadania z należytą starannością. Do zaniedbań może dochodzić, ponieważ banki ponoszą całość związanych z tym kosztów, natomiast konsekwencje pogorszenia jakości portfela kredytowego w znacznej części dotyczą depozytariuszy. Zagrożenie to słabnie w przypadku dobrze dokapitalizowanych banków, bowiem wówczas ryzykują one nie tylko depozytami, ale również środkami własnymi. Dlatego właśnie zasobne banki mają większe możliwości pozyskiwania depozytów po niskich kosztach i w efekcie udzielania pożyczek. Gospodarstwa domowe skłonne są powierzać pieniądze bankom o znacznych kapitałach własnych, bowiem to powinno nie tylko skłaniać do przezorności, ale ponadto gwarantować zwrot wkładów w przypadku niepowodzenia. Kapitały banku pełnią rolę analogiczną jak zastaw oferowany przez przedsiębiorstwa i uwierzytelniają go w oczach depozytariuszy.

Wprawdzie teoretycznie obserwowanie sytuacji finansowej banków jest ważne dla depozytariuszy, to jednak w praktyce z wielu powodów rzadko robią to z należytą starannością. Po pierwsze, wielkość poszczególnych indywidualnych depozytów jest stosunkowo niewielka, co czyni monitorowanie poszczególnych banków stosunkowo kosztownym przy niewielkich potencjalnych korzyściach. Po drugie, przy małej częstotliwości podejmowania decyzji o zmianie banku gospodarstwu domowemu trudno wypracować odpowiedni algorytm decyzyjny. Po trzecie, ponieważ położenie banków może się szybko zmieniać niezbędna staje się permanentna kosztowna obserwacja. Po czwarte, zakłada się, że produkty poszczególnych banków są stosunkowo mało zróżnicowane, co uprawnia do traktowania całej ich zbiorowości jako homogenicznej. Po piąte, ponieważ zbieranie informacji na temat wypłacalności poprzez monitorowanie instytucji finansowych jest kosztowne dla podmiotów indywidualnych i staje się dobrem publicznym, wydatki na ten cel są niższe niż wymagałoby tego optimum (Kaufman, 1994).

W wyniku tych uwarunkowań zdrowie całego sektora jest oceniane na podstawie spektakularnych zdarzeń takich jak bankructwo. Upadłość jednego banku skłania do opinii o złej sytuacji całego sektora i prowadzi do wycofywania depozytów. Kontrakty depozytowe kształtowane zgodnie z regułą „kto pierwszy, ten lepszy” mogą stać się samoistnym źródłem paniki bankowej, ponieważ w wyniku nieracjonalnie zachowują się nawet rozsądni i dobrze poinformowani klienci (Chen, 1999). W skrajnym przypadku pogorszenie sytuacji banków prowadzi do paniki, która jest w tej konwencji naturalnym produktem cyklu koniunkturalnego. Obserwacja, że panika bankowa nie jest zdarzeniem losowym, ale wynika z ewolucji sytuacji ekonomicznej nie jest bynajmniej nowa, bowiem już Mitchell (1951) pisał „gdy ożywienie przechodzi w kryzys, pewne jest, że dojdzie do bankructw jednak nie wiadomo, których przedsiębiorstw one dotkną. Pewne jest tylko, że banki utrzymujące papiery bankrutujących firm poniosą dotkliwie straty”. Depozytariusze mają ograniczone możliwości oddzielenia dobrych i złych banków, stąd wycofywanie depozytów staje się zjawiskiem powszechnym. Panika pojawia się we wstępnym etapie załamania lub nawet go poprzedza, wyzwalaając lub pogłębiając recesję.

Pod adresem popularnego w literaturze nurtu, podkreślającego wpływ kapitałów banków na zachowanie akcjonariuszy można zgłosić dwa zastrzeżenia. Po pierwsze, gdyby nawet gospodarstwa domowe mogły i chciały monitorować banki skutecznie, zniechęci je do tego powszechny w krajach rozwiniętych system gwarancji depozytów, obejmujących

w zasadzie całość oszczędności indywidualnych. Po drugie, w tejże grupie krajów rozwiniętych panika bankowa wywołana zachowaniem gospodarstw domowych jest zjawiskiem skrajnie rzadkim.

Z kolei sytuacja finansowa banków przynajmniej z dwóch powodów jest dodatnio skorelowana ze stanem koniunktury. Po pierwsze, spowolnienie gospodarcze wpływa niekorzystnie na zyski banków, bowiem związane jest z nieterminowymi spłatami kredytów, jak również koniecznością zwiększenia rezerw na nieściągalne kredyty, chociaż ta ostatnia wielkość może reagować z opóźnieniem. Po drugie, w recesji banki odczuwają także skutki niższych opłat maklerskich np. z tytułu bessy na giełdzie oraz mniejszej skali fuzji i przejęć. Spadek zysków banków powoduje zmniejszenie ich wartości rynkowej, co może stanowić ostrzeżenie dla depozytariuszy. Zatem negatywny szok bezpośrednio wpływa na pogorszenie portfela kredytowego i erozję kapitałów własnych banku. Kłopoty ze znalezieniem alternatywnych źródeł finansowania lub rosnące koszty pozyskania kapitału zmuszają banki do ograniczenia akcji kredytowej. Powoduje to spadek inwestycji, dalsze zmniejszenie dochodów banków i przedsiębiorstw oraz spadek ich wartości netto. To jeszcze bardziej obniża możliwości pożyczkowe banków i zdolność kredytową przedsiębiorstw. W ten sposób początkowy szok wpływający na kapitał banków przechodzi na kolejne okresy w wyniku interakcji między ograniczeniem zdolności banku do udzielania kredytów i spadku zdolności przedsiębiorstw do ich zaciągania, co łącznie kreuje pętlę sprzężeń zwrotnych, prowadzącą do ograniczenia kredytów i inwestycji (Cetorelli i Goldberg, 2008).

Znaczenie bilansów banków jest zmienne w czasie. Po pierwsze, wielkość kapitałów staje się efektywnym ograniczeniem w załamaniu. Wtedy zwiększonemu zapotrzebowaniu banku na kapitał odpowiadają rosnące koszty jego pozyskania. Po drugie, ich znaczenie rośnie, gdy jednocześnie pogarsza się kondycja banków i przedsiębiorstw sektora niefinansowego. W załamaniu maleją możliwości finansowania działalności środkami własnymi i rośnie zapotrzebowanie na pożyczki. Rosnące zapotrzebowanie na kredyt sprawia, że ograniczenia kapitałowe banków stają się wiążące, zwłaszcza w warunkach spadku ich kapitałów. Po trzecie, niezależnie od fazy cyklu koniunkturalnego znaczenie tego czynnika rośnie w wyniku incydentalnych szoków regulacyjnych lub strukturalnych, którym poddawany jest sektor bankowy (Markovic, 2006).

Od wartości netto banków zależy możliwość udzielania kredytów, ale również zdolność do absorbowania zakłóceń. Sektor bankowy o niskiej wartości netto w okresie niekorzystnych szoków drastycznie ogranicza

kredyty, wyzwalając gwałtowny zwrot aktywności gospodarczej. W przeciwieństwie do niego, dokapitalizowane banki w mniejszym stopniu redukują kredyty, a gospodarka doświadcza słabszego spadku aktywności gospodarczej. Natomiast szoki powstające w sektorze bankowym, skutkujące niedoborem kapitałów banku, zawsze powodują gwałtowne ograniczenie pożyczek, agregatowych inwestycji i aktywności gospodarczej. Oznacza to, że rozprzestrzenianie się szoków w znacznej mierze zależy od bilansów banków.

5. Skłonność banków do ryzyka

Oprócz akceleratora finansowego do koniunkturalnej zmienności aktywności kredytowej banków przyczynia się także ich skłonność do ponoszenia ryzyka. Im bardziej banki są skłonne do zachowań ryzykownych, tym większe są rozmiary akcji kredytowej. Zachowania stają się bardziej ryzykowne w ożywieniu, natomiast w recesji dominuje ostrożność. Potwierdzają to badania empiryczne kierownictwa banków USA, z których wynika, że zaostrzają oni i łagodzą standardy kredytowe w trakcie cyklu koniunkturalnego (Lown i Morgan, 2002). Schemat ten występuje również w innych krajach (Borio, Furfine i Lowe, 2001). W ożywieniu sprzyja to gwałtownemu wzrostowi kredytu, inflacji wartości zastawu, sztucznie niskiemu *spreadowi* przy pożyczkach i otrzymywaniu przez instytucje finansowe nienaturalnie niskiego kapitału i prowizji. W recesji, kiedy ryzyko jest wysokie i znaczne prawdopodobieństwo niewypłacalności, opisane procesy zachodzą w kierunku odwrotnym.

Skłonność do podejmowania ryzyka można rozpisać na dwie składowe. Pierwszą z nich jest zdolność do oceny ryzyka, natomiast drugą sposób reagowania na te oceny.

Błędy w percepcji ryzyka wynikają między innymi z trudności przewidywania sytuacji makroekonomicznej i jej związku ze stratami kredytu oraz z trudności oszacowania korelacji między stratami kredytu u poszczególnych pożyczkobiorców, czy – bardziej ogólnie – w instytucjach systemu finansowego. Wszystko razem prowadzi do krótkowzroczności i mechanicznego ekstrapolowania bieżących warunków na przyszłość (Borio, Furfine i Lowe, 2001).

Koniunkturalnie zmienne jest również znaczenie przypisywane ocenom ryzyka. W fazie wzrostowej cyklu koniunkturalnego nie tylko maleje ryzyko kredytowe, ale również mniejsze jest jego zróżnicowanie. W takiej sytuacji korzyści z nakładów na monitorowanie ryzyka są stosunkowo niewielkie. Natomiast w fazie spadkowej rośnie nie tylko poziom ryzyka, ale także jego zróżnicowanie. Powoduje to nie tylko wzrost

kosztów monitorowania, ale również wynikających z tego korzyści, przy czym do pewnego momentu szybciej rosną korzyści niż koszty. Po przekroczeniu tej granicy monitorowanie przestaje być opłacalne, co może skutkować zawieszeniem akcji kredytowej.

Reakcja na zmiany ryzyka może być proporcjonalna, zachodzić w stopniu większym lub mniejszym. Wiele daje się wskazywać, że banki niewspółmiernie silnie reagują na spadek ryzyka w ożywieniu, jak i na jego wzrost w załamaniu. Jednym z wyjaśnień koniunkturalnej zmienności skłonności do ryzyka jest hipoteza pamięci instytucjonalnej, która tłumaczy obniżenie zdolności banków do rozpoznawania potencjalnych problemów z pożyczkami i łagodzenie standardów kredytowych w cyklu pożyczkowym. Istnieją trzy potencjalne wyjaśnienia takiego schematu zmian.

Po pierwsze, w miarę ożywienia w gospodarce w całkowitym zatrudnieniu w bankach rośnie udział pracowników, którzy nie mają żadnych osobistych doświadczeń związanych z bumem kredytowym i następującym po nim załamaniem. Nawet ci spośród nich, którzy doznali takiego zdarzenia stopniowo tracą nabyte wówczas umiejętności i zapominają o przeszłych incydentach. Jest to bezpośrednio nawiązanie do koncepcji *learning by doing*, kiedy to w pracy zdobywane jest doświadczenie, a zarazem umiejętności niewykorzystywane zostają zapomniane. Coraz mniej przydatna umiejętność zachowania się w warunkach kryzysowych ulega zapomnieniu. Pogorszenie kapitału ludzkiego skutkuje złagodzeniem standardów kredytowych oraz trudnością zróżnicowania wiarygodnych i niesolidnych pożyczkobiorców.

Jakość kadry ma inny jeszcze aspekt. Otóż bank, który w ekspansji nie zadba o zatrudnienie do obsługi wniosków kredytowych dostatecznej liczby wykwalifikowanego personelu, może za to zapłacić w przyszłości pogorszeniem jakości portfela kredytowego. W fazie wzrostowej cyklu dochodzi również do specyficznej wymiany kadry. Funkcjonowanie we w miarę łatwych warunkach może skłaniać do zwalniania pracowników doświadczonych i zarazem wysoko opłacanych. Prowadzi to do swoistego „rozbrojenia” na wypadek kolejnego kryzysu. Niedostateczne zatrudnienie kwalifikowanych i doświadczonych pracowników może również utrudnić właściwe monitorowanie udzielonych kredytów (Clair, 1992).

Po drugie, podobne procesy jak na poziomie indywidualnym zachodzą na szczeblu instytucji, której kierownictwo postępuje coraz mniej rozważnie. W miarę spadku liczby problemowych pożyczek zmniejsza się zdolność i skłonność banku do wewnętrznego monitorowania i dyscyplinowania poszczególnych pracowników. Po trzecie, również chęć

zewnętrznych interesariuszy (wierzyciele, udziałowcy, regulatorzy i instytucje nadzoru) do oceny i kontroli kierownictwa banku słabnie w miarę upływu czasu od momentu, gdy konkretny bank lub cały sektor ostatni raz popadł w tarapaty w wyniku załamania boomu kredytowego.

Utrata pamięci instytucjonalnej może mieć szereg negatywnych konsekwencji. Po pierwsze, wynikające z niej zmiany strategii kredytowej mogą pogłębić wahania koniunkturalne i zwiększyć ryzyko systemowe. Po drugie, procykliczne zmiany polityki pożyczkowej mogą powodować błędną alokację zasobów, jeżeli w ożywieniu zostanie udzielona znacząca liczba pożyczek dla podmiotów o ujemnej obecnej wartości netto i zarazem w recesji zostaną odrzucone wnioski podmiotów o dodatniej obecnej wartości netto (Berger i Udell, 2003). Na interesujący aspekt pamięci instytucjonalnej w planie makroekonomicznej zwraca uwagę Thurow (2007). Jego zdaniem, zmniejszenie stabilności gospodarek w latach 70-tych w porównaniu z okresem lat 50-tych i 60-tych związane było między innymi z odchodzeniem z pracy pokolenia, które zachowywało ostrożność, pomne przykrych doświadczeń wielkiego kryzysu.

Błędna ocena ryzyka może być napędzana przez zachowania nieracjonalne, które tłumaczy psychologia eksperymentalna, odwołując się koncepcji miopii nieszczęścia (*disaster myopia*) i dysonansu poznawczego. Krótkowzroczność oznacza tendencję do niedocenia szansy wystąpienia zdarzeń o niskim prawdopodobieństwie, niosących za sobą duże straty. Skutkuje to między innymi przypisywaniu dużego znaczenia wydarzeniom najnowszym, przy skłonności do bagatelizowania bardziej odległych. Z kolei dysonans poznawczy oznacza skłonność do odczytywania informacji w duchu zgodnym z oczekiwaniami. Generuje to procykliczną interpretację ryzyka. W ożywieniu zaciera się pamięć o wcześniejszych załamaniach i zarazem bieżąca informacja jest traktowana jako potwierdzenie kontynuacji trendu wzrostowego. Jeżeli nawet pojawiają się głosy rozsądku, głosiciele niepopularnych prawd są surowo karceni, dzieląc los mitycznej Kasandry. W załamaniu procesy te ulegają odwróceniu (*Financial ...*, 2009).

Dotychczasowa analiza tłumaczyła dlaczego ryzyko jest bagatelizowane w ożywieniu i przeceniane w załamaniu. Oprócz tego istnieją również czynniki, wywodzące się głównie z zachowań stadnych, które wzmacniają opisane mechanizmy, powodując utrwalenie zachowań ryzykownych. Koncepcje te odwołują się do znaczenia reputacji dla banków.

Załamanie koniunktury może stworzyć warunki, w których banki obniżą standardy udzielanych pożyczek, co czyni je bardziej ryzykownymi.

Banki mają motyw do zachowań hazardowych, kiedy wartość ich marki zaczyna być nadwerężona w recesji. Dlatego skłonność banków do ryzykownych zachowań jest większa w załamaniu niż ożywieniu (Hellmann, Murdock i Stiglitz, 2000). Będzie tak nawet jeżeli kierownictwo banku jest wprawdzie racjonalne, ale krótkowzroczne, ponieważ oprócz maksymalizacji zysków bankowi zależy na reputacji. Opinia jest o tyle ważna, że podstawą relacji między bankami i klientami jest zaufanie zależne od sytuacji banku. W rezultacie kierownictwo banków może budować reputację nie poprzez dostarczanie rzetelnej informacji, ale kształtując wyobrażenia o swoim położeniu, między innymi dzięki polityce kredytowej. Na przykład bank może przekonywać rynek o zdolności do oceny kredytów, utrzymując w tajemnicy informację o skali udzielonych złych pożyczek. Podobne efekty zapewnia również kontynuowanie liberalnej polityki kredytowej, wydłużanie terminów spłaty kredytów, udzielanie pożyczek niewypłacalnym dłużnikom czy unikanie wszczynania postępowania upadłościowego. Wszystko to kreuje zewnętrzny pozytywny obraz banku i kamufluje jego kłopoty.

Podobnie bank może próbować przekonać rynek o rentowności udzielanych pożyczek poprzez liberalną politykę kredytową, która zapewnia obecne wysokie zyski kosztem przyszłych. Bank wpada wówczas w pułapkę suboptymalnej polityki kredytowej, ponieważ oczekuje tego rynek, który jest bardziej skłonny wybaczyć złe wyniki, jeżeli dotyczą one całego sektora dotkniętego systemowym i nieprzewidywalnym negatywnym szokiem, niż indywidualne niekorzystne rezultaty. Reputacja banku jest mniej wrażliwa na złe wyniki, jeżeli dotyczą one całego sektora. Prawdopodobieństwo osiągnięcia wysokich zysków jest mniejsze, gdy cały sektor bankowy znajduje się w tarapatach, toteż zacieśnienie polityki kredytowej i spadek zysków słabiej odbijają się wówczas na reputacji banku.

Skłonność do zachowań stadnych wynika także z faktu, że kierownictwo banku, które w porównaniu z konkurentami systematycznie uzyskuje wyniki gorsze w kategoriach udziału w rynku i wzrostu zysków, naraża się na dymisję. Dlatego też ma silne motyw do zachowań takich jak konkurenci (Jimenez i Saurina, 2006).

Dla zachowania banków nie bez znaczenia jest również operowanie w warunkach niepewności. Wówczas podstawą ich postępowania są konwencje osadzone w historii relacji z klientami oraz zachowaniu innych banków. Zatem jeżeli system bankowy jako całość prowadzi ekspansję kredytową, większość banków będzie podążała tym tropem. W warunkach niepewności jest to bezpieczny sposób konkurowania, bowiem zapewnia

jednocześnie utrzymanie udziału w rynku oraz zachowanie reputacji. Ze względu na mentalność, polegającą na trzymaniu się razem na dobre i na złe, banki pogłębiają oscylacje.

Reasumując, jeżeli prawdopodobieństwo negatywnego szoku dla całego sektora finansowego jest stosunkowo niewielkie, poszczególne banki są zmuszone do kontynuowania nadmiernie liberalnej polityki kredytowej. To z kolei prowadzi do przeinwestowania i zwiększenia prawdopodobieństwa negatywnego szoku. Jeżeli tylko pogorszą się warunki funkcjonowania sektora, pojawiają się bodźce do zacieśnienia polityki kredytowej (Rajan, 1994).

Zmienną koniunkturalnie politykę kredytową banków tłumaczy także odwołanie się do klasycznego problemu agencji w relacjach między udziałowcami i kierownictwem banków. Podobnie jak przedsiębiorca, który może preferować osiąganie korzyści prywatnych kosztem stopy zysku, zarząd banku, który raz uzyskał rozsądną stopę zwrotu z akcji, może w coraz mniejszym stopniu odwoływać się do maksymalizacji wartości, a w większej mierze koncentrować się na maksymalizacji własnych celów. Jednym z nich może być nadmierna ekspansja kredytowa, która zwiększa obecność banku w społeczeństwie oraz podnosi prestiż zarządu w przeżywającej wzrost instytucji (Clair, 1992).

Ekspansja dokonuje się często kosztem pogorszenia jakości portfela kredytowego. Bank, któremu zależy na wzroście udziałów w rynku, może obniżyć standardy kredytowe w celu przyciągnięcia nowych klientów. Jeżeli nawet bank stara się o utrzymanie dotychczasowych standardów, przeciętna jakość kredytów może ulec pogorszeniu w wyniku negatywnej selekcji. Na stosowane zachęty najbardziej podatni są klienci najgorsi. Z kolei konkurenci robią wszystko, aby utrzymać klientów najlepszych (Clair, 1992).

Niektóre instytucje kredytowe świadomie stosują strategię wysokiego ryzyka i szybkiego wzrostu, gdy wartość ich kapitałów własnych zbliża się do zera. W takiej sytuacji akcjonariusze nie mają wiele do stracenia i mogą podejmować nadmierne ryzyko. Jeżeli taka strategia zakończy się niepowodzeniem, jej koszty poniesie instytucja gwarant depozytów, natomiast w przypadku sukcesu całość korzyści przypadnie akcjonariuszom, którzy uzyskają dochody dostateczne, aby dokapitalizować bank i uratować go przed upadłością. Taka strategia jest możliwa tylko w przypadku istnienia gwaranta depozytów i jest klasycznym przykładem ryzyka nadużycia (Clair, 1992).

Jednocześnie wskazuje się, że znaczenia skutków błędnej oceny ryzyka nie należy przeceniać, jeżeli bowiem sektor prywatny prawidłowo

ocenia ryzyko negatywnego szoku agregatowego, to zostanie ono włączone w optymalne decyzje. Jeżeli podmioty decydują się intensywnie pożyczać w okresie buma, to oznacza to, że spodziewane zyski z dzisiejszych inwestycji rekompensują zawiązką spodziewane koszty załamania finansowego w przyszłości (Lorenzoni, 2008).

6. Podsumowanie

Wprawdzie w tekście nie zostały omówione wszystkie mechanizmy wpływające na koniunkturalne zmiany aktywności kredytowej banków, to jednak, jak się wydaje, przekonująco wykazano, że kredyty udzielane sektorowi niefinansowemu charakteryzują się wyraźną cyklicznością. Decydują o niej zarówno mechanizmy egzogeniczne, kiedy to sektor bankowy reaguje na zmiany w otoczeniu makroekonomicznym, jak i endogeniczne, odzwierciedlające procesy zachodzące wewnątrz sektora. Jednak w każdym przypadku sektor bankowy, jeżeli nawet nie powoduje powstawania wahań koniunkturalnych, to z całą pewnością przyczynia się do ich zaostrzenia.

Literatura

- Adrian T., Shin H. S., *Liquidity, monetary policy and financial cycles*, „Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance”, nr 1, 2008
- Aghion P., Bacchetta P., Banerjee S., *Capital market instability of open economies*, Swiss National Bank Working Papers, nr 1, 1999
- Aghion P., Angeletos G. M., Banerjee A., Manova K., *Volatility and growth: Credit constraints and productivity-enhancing investment*, NBER Working Paper, nr 11349, 2005
- Berger A. N., Udell G. F., *The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behaviour*, BIS Working Papers, nr 125, 2003
- Bernanke B., Gertler M., *Agency costs, collateral, and business fluctuations*, NBER Working Paper, nr 2015, 1986
- Bernanke B., Gertler M., Gilchrist S., *The financial accelerator in a quantitative business cycle framework*, NBER Working Paper, nr 6455, 1998
- Borio S., Furfine C., Lowe P., *Procyclicality of the financial system and financial stability: Issues and policy options*, BIS Papers, nr 1, 2001
- Cetorelli N., Goldberg L. S., *Banking globalization, monetary transmission, and the lending channel*, NBER Working Paper, nr 14101, 2008

- Chen Y., *Banking panics: The role of the first-come, first-served rule and information externalities*, „Journal of Political Economy”, nr 5, 1999
- Clair R. T., *Loan growth and loan quality: Some preliminary evidence from Texas banks*, „Economic and Financial Policy Review Federal Reserve Bank of Dallas”, nr 3, 1992
- Favara G., *Agency problems and endogenous economic fluctuations*, National Centre of Competence in Research Financial Valuation and Risk Management Working Paper, nr 395, 2006
- Financial sector procyclicality. Lessons from the crises*, Banco d'Italia Occasional Paper, nr 44, 2009
- Fry M. J., *In favour of financial liberalization*, „The Economic Journal”, 1997 (maj)
- Gennaioli N., Shleifer A., Vishny R. W., *Neglected risks, financial innovation, and financial fragility*, NBER Working Paper Series, nr 16068, 2010
- Hellmann T. F., Murdock K. C., Stiglitz J. E., *Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation. Are capital requirements enough?*, „American Economic Review”, nr 1, 2000
- Jensen M. C., Meckling W. H., *Theory of the firm managerial behaviour, agency costs, and ownership structure*, „Journal of Financial Economics”, nr 4, 1976
- Jimenez G., Saurina J., *Credit cycles, credit risk, and prudential regulation*, „International Journal of Central Banking”, 2006 (czerwiec)
- Kaufman G. G., *Bank contagion: A review of the theory and evidence*, „Journal of Financial Services Research”, nr 2, 1994
- Kiyotaki N., Moore J., *Credit cycles*, „Journal of Political Economy”, nr 2, 1997
- Lorenzoni G., *Inefficient credit booms*, „Review of Economic Studies”, nr 3, 2008
- Lowe P., Rohling T., *Agency costs, balance sheet and the business cycle*, Economic Research Department Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper, nr 9311, 1993
- Lown C. S., Morgan D. P., *The credit cycle and the business cycle: New findings using the senior loan officer survey.*, „Journal of Money, Credit, and Banking”, nr 6, 2002
- Markovic B., *Bank capital channels in the monetary transmission mechanism*, Bank of England Working Paper, nr 313, 2006
- Meh C., Moran K., *The role of bank capital in the propagation of shocks*, Bank of Canada Working Paper, nr 36, 2008

- Minsky H. P., *The financial instability hypothesis*, The Levy Economics Institute of Bard College Working Paper, nr 74, 1992
- Minsky H. P., *Stabilizing an unstable economy*, Yale University Press, New Heaven 1986
- Mitchell W. S., *What happens during business cycles*, National Bureau of Economic Research, Nowy Jork 1951
- Rajan R. G., *Why bank credit policies fluctuate: A theory and some evidence*, „Quarterly Journal of Economics”, nr 2, 1994
- Shleifer A., Vishny R. W., *Liquidation values and debt capacity: A market equilibrium approach*, „Journal of Finance”, nr 4, 1992
- Sunirand P., *The role of bank capital and the transmission mechanism of monetary policy*, FMG Discussion Papers, nr 433, 2002
- Towsend R., *Optimal contracts and competitive markets with costly state verification*, „Journal of Economic Theory”, 1979 (październik)
- Thurow L., *Fortuna sprzyja odważnym*, Warszawskie Wydawnictwo Literackie Muza S. A., Warszawa 2007
- Ugo A., Gambacorta L., *Bank profitability and the business cycle*, „Temi di Discussioni del Servizio Studi Banca d'Italia”, nr 601, 2006
- Zhang H., *Financial sector shocks, external finance premium and business cycle*, Cardiff Economics Working Papers, nr E2011/7, 2011

Rozdział III

Metody ilościowe w badaniach koniunktury

Piotr Boguszewski[±], Katarzyna Puchalska[±]

O niektórych pożytkach z danych panelowych w badaniach koniunktury

Streszczenie

Począwszy od 1995 roku, wzorem innych banków centralnych, Narodowy Bank Polski prowadzi własne badania ankietowe sektora przedsiębiorstw. Ich szczególną cechą jest stała próba uczestniczących w nich podmiotów, umożliwiająca prowadzenie badań panelowych. W pracy przyjrano się dwóm względnie rzadko analizowanym aspektom tych badań: wpływowi nowych obserwacji na wskaźnik koniunktury oraz relacji pomiędzy ocenami jakościowymi bieżącej sytuacji przedsiębiorstw a wynikami finansowymi. Uzyskane wyniki pozwalają na lepsze zrozumienie zachowania się wskaźników jakościowych i stwarzają zachętę do dalszej analizy tego typu zagadnień.

Słowa kluczowe: dane panelowe, wskaźniki koniunktury

Kod klasyfikacji JEL: E32, D22

[±] Instytut Ekonomiczny, Narodowy Bank Polski. Wyrażone w artykule poglądy są wyłącznie opiniami autorów.

Piotr Boguszewski[±], Katarzyna Puchalska[±]

On Some Advantages of Panel Data in Business Cycle Research

Abstract

Following the example of other central banks National Bank of Poland has been conducting its own business surveys since 1995. The important characteristics of these surveys is the sample which consists of regular participants and allows to do analysis on panel data. The paper raises two rarely analyzed aspects of the study: impact of new observations on the business indicator performance and relations between the qualitative assessments by surveyed firms of their current business situation and financial performance ratios. The results allow a better understanding of behavior of the survey data and challenge further analysis.

Keywords: panel data, business indicators

JEL classification: E32, D22

[±] Economic Institute, National Bank of Poland. The view and pinions expressed in the paper are of the authors only and not of the NBP.

1. Wstęp

Podobnie jak wiele innych banków centralnych Narodowy Bank Polski kompleksowo analizuje informacje płynące z sektora przedsiębiorstw niefinansowych. Obok tzw. twardych danych finansowych, od 1995 r. wykorzystywane są również prowadzone przez NBP – za pośrednictwem oddziałów okręgowych – badania ankietowe sektora realnego. Pierwotnie miały one na celu ocenę głównie zjawisk pieniężno-kredytowych. Jednak w kolejnych edycjach podejmowane były również inne zadania. Pod koniec 1997 roku roczne badania uzupełniono o kwartalną ankietę „Szybki Monitoring” (SM NBP), której zadaniem jest diagnoza bieżącej sytuacji przedsiębiorstw oraz krótkoterminowe oceny i prognozy koniunktury gospodarczej.

Szczególną cechą obu wymienionych nurtów badań ankietowych jest stała próba przedsiębiorstw, które w nich uczestniczą. Przedsiębiorcy ankietowani przez NBP zgadzają się na nieodpłatny udział w tych badaniach na zasadzie długoterminowej deklaracji dobrowolnej współpracy. Oznacza to m.in. konieczność wypełnienia pięciu ankiet w ciągu roku: czterech kwartalnych i jednej rocznej. Ten sposób pozyskiwania próby badawczej jest jednak dość nietypowy w przypadku badań koniunktury, gdyż częste jest tu każdorazowe losowanie zbiorowości przedsiębiorstw z pełnej populacji. Stosowana przez NBP metoda miała swe źródło w idei tworzenia próby celowej (potrzebnej ze względu m.in. na stosunkowo skromną na początku badań liczebność samej próby), ale jest kontynuowana także obecnie przy dodatkowym warunku reprezentatywności. Powstaje zatem pytanie, czy ta specyfika konstrukcji próby ma pewne dodatkowe zalety w stosunku do metody „tradycyjnej”? Pytanie jest tym bardziej istotne, że pozyskanie stałej próby jest pod wieloma względami trudniejsze niż losowanie. Podniesiona tu kwestia jest bardzo szeroka i wykracza znacząco poza ramy niniejszego opracowania. Tu zajmiemy się jedynie dwoma wybranymi zagadnieniami. Rozważymy mianowicie następujące kwestie:

1. Wpływu „obserwacji krańcowych”, tj. pojawiających się w populacji po raz pierwszy (względnie po pewnej przerwie), na wielkość zagregowanego wskaźnika koniunktury. Zwróćmy uwagę, że obserwacje te mogą mieć nie tylko wpływ zaburzający na sam poziom wskaźnika zagregowanego, ale jednocześnie mogą być źródłem cennych informacji. Ważne mogą okazać się też informacje nt. przyczyn utraty respondentów.
2. Możliwości weryfikacji/objektywizacji niektórych ocen jakościowych poprzez możliwość badania ich związków z uzyskiwanymi przez te podmioty wynikami finansowymi.

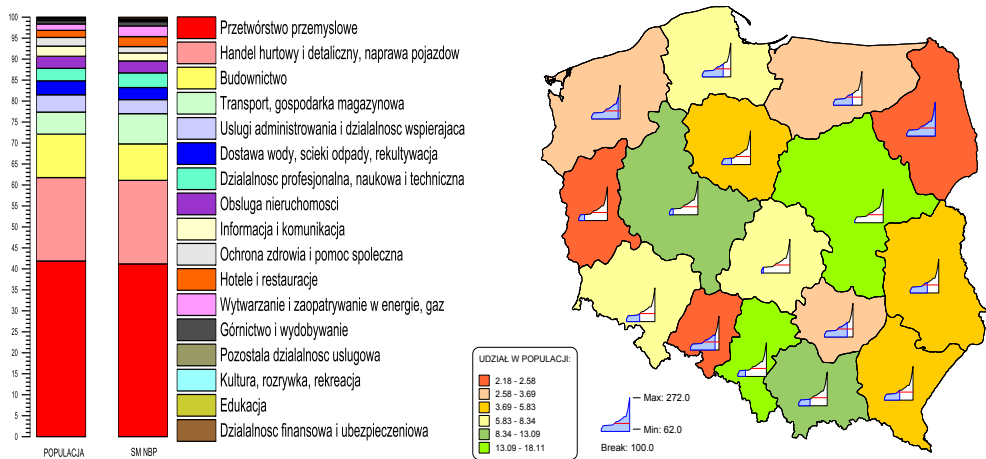
2. Charakterystyka próby

Próba do badań prowadzonych przez NBP obejmowała w 1995 r. ok. 200 jednostek, spełniających kryterium tzw. dużego i ważnego reprezentanta swojego regionu lub dużej firmy o zasięgu krajowym albo międzynarodowym. Po paru latach uzupełnione zostały zasady doboru respondentów. Podjęto decyzję o stworzeniu próby reprezentatywnej dla populacji dużych przedsiębiorstw¹, a w szczególności odzwierciedlającej strukturę branżową sektora przedsiębiorstw niefinansowych, uzupełnioną o jednostki sektora MSP (małych i średnich przedsiębiorstw). Realizacja takich zamierzeń wymagała rozszerzenia próby. W rezultacie, w ciągu 17-letniej historii badań nastąpiło jej 6-krotne powiększenie do ponad 1200 podmiotów w 2012 r. Poniżej zaprezentowano obecną strukturę próby wg branż, województw, form własności, jak również wg wielkości mierzonej liczbą pracowników. Rysunki 1 i 2, porównujące próbę NBP i populację dużych przedsiębiorstw, wskazują na dobrą obecnie jej reprezentatywność pod względem klasyfikacji branżowej, przy nieco gorszym odzwierciedleniu struktury populacji pod względem wielkości mierzonej liczbą zatrudnionych, zróżnicowania wojewódzkiego oraz form własności.

Większy odsetek dużych podmiotów w próbie oraz nadreprezentacja przedsiębiorstw z przewagą kapitału zagranicznego nie są przypadkowe. Takie firmy od początku budziły większe zainteresowanie NBP z powodu ich szczególnego znaczenia dla gospodarki (większość zjawisk jest silnie skoncentrowana), w tym zwłaszcza z uwagi na większą aktywność dużych przedsiębiorstw na rynkach zagranicznych. Z tego też względu więcej jest w próbie przedsiębiorstw z przewagą kapitału zagranicznego. Są one jednocześnie większe niż przeciętna firma w populacji, częściej też prowadzą działalność eksportową.

Jeśli chodzi o podział wg województw, to uwagę zwraca niższy niż w populacji generalnej udział województwa mazowieckiego. Jest to raczej wynik korekty „nadreprezentatywności” tego województwa niż defektu doboru podmiotów przez NBP. Mimo to odsetek firm z województwa stołecznego jest znacznie większy niż pochodzących z innych regionów kraju.

¹ Przez populację dużych przedsiębiorstw należy rozumieć przedsiębiorstwa obowiązane do wypełniania sprawozdań F-01/I-01. Obowiązek sprawozdawczy dotyczy przedsiębiorstw zatrudniających powyżej 49 osób ze wszystkich sekcji PKD, poza pośrednictwem finansowym, rolnictwem, leśnictwem i rybołówstwem oraz szkolnictwem wyższym.



Rysunek 1. Porównanie struktury branżowej w próbie i populacji dużych przedsiębiorstw (lewy panel) oraz struktury wojewódzkiej w próbie (SM NBP) i w populacji dużych przedsiębiorstw (prawy panel – rysunek przedstawia udziały województw w populacji oraz relację udziału przedsiębiorstw wg województw w SM NBP do udziału przedsiębiorstw wg województw w próbie w %. Przekroczenie czerwonej poziomej linii oznacza nadreprezentatywność SM)

Źródło: obliczenia własne na podstawie SM NBP i F-01/I-01 GUS, czerwiec 2012 r.

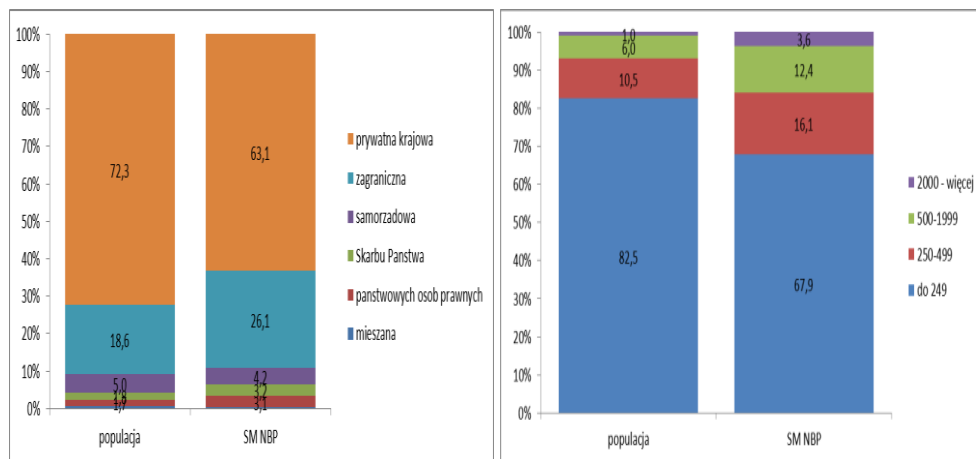
W naszej analizie posługujemy się najprostszą koncepcją panelowości próby. Przyjmujemy mianowicie za Baltagi, że próba panelowa P to zbiór spełniający następujący warunek:

$$P = \{x_{it} \in X, i = 1, \dots, N, t \geq 2\} \quad (1)$$

3. Problem obserwacji krańcowych

Jak już wspomniano, jedną z cech specyficznych próby przedsiębiorstw NBP jest jej panelowość. Drugą jest dobrowolny charakter uczestnictwa w ankiecie. Uzyskanie takich charakterystyk wymaga zatem z jednej strony koncentracji na utrzymaniu respondentów w próbie, z drugiej - wysiłków niezbędnych do ich pozyskania. Firmy, które zmagają się z nadmiarem obowiązków statystycznych łatwo mogą zrezygnować z udziału w nieobowiązkowych projektach. Utrzymaniu firmy w próbie nie służą również zmiany właścicielskie ani zmiany w kierownictwie firmy. Rotacja podmiotów w próbie jest oczywiście również wynikiem procesów demograficznych zachodzących w sektorze przedsiębiorstw: bankructw,

upadłości, przejęć i przekształceń własnościowych. Są to jednak zjawiska, na które badacz nie ma wpływu.



Rysunek 2. Porównanie struktury wg form własności próby i populacji dużych przedsiębiorstw (lewy panel) oraz struktury wg wielkości zatrudnienia w próbie i populacji dużych przedsiębiorstw (prawy panel)

Źródło: obliczenia własne na podstawie SM NBP i F-01/I-01 GUS, czerwiec 2012 r.

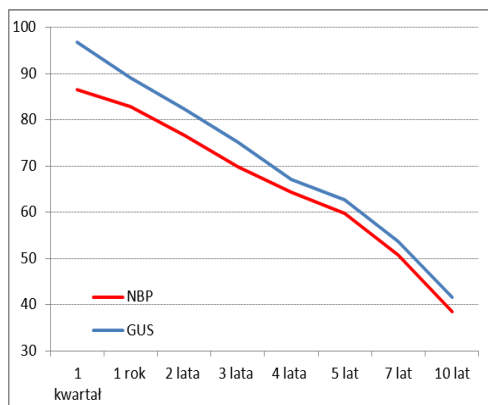
Zachęcenie przedsiębiorstw do stałego uczestnictwa w badaniach staje się w tym świetle kluczowe dla utrzymania panelu. Powstaje zatem pytanie o „koszty” i „korzyści” badawcze takiej procedury. Jest ono o tyle uniwersalne, że w zasadzie dotyczy prób konstruowanych i na innych zasadach, w tym „czysto losowych”. Zauważmy bowiem, że jeśli nawet próba jest konstruowana przy obowiązku uczestnictwa, to w przypadku danych jakościowych przymus taki nie powinien być stosowany; niechętny respondent zawsze może udzielać nieprawdziwych czy niedbałych odpowiedzi. Okoliczność taka nie zachodzi w przypadku tzw. twardych danych finansowych, ponieważ wówczas informacje mogą być obiektywnie weryfikowane, a w razie nieprawidłowości podmiot może nawet zostać ukarany. W przypadku jakościowych danych reprezentatywnych, gromadzonych wg schematów losowania, paradoksalnie może pojawić się też problem relacji badacza z badanymi. W przypadku firm dużych i niektórych branż prawdopodobieństwo trafiania na nie w kolejnych losowaniach jest bowiem obiektywnie znaczące. Gdyby firmy te nie były przekonane o celowości badania, mogłyby udzielać odpowiedzi wadliwych wg mechanizmów opisanych powyżej. Mając na względzie ich wagę w całej populacji, prowadziłyby to do zniekształcenia rezultatów. W sumie więc

praktyka stosowana przez NBP z jednej strony stara się ograniczyć powyższe problemy prób „czysto losowych”, a z drugiej – doświadczenia te mogą być przedmiotem badań nad wpływem sytuacji firm na „wejście” i „wyjście” z próby, nad konsekwencjami tego dla wskaźników zagregowanych, a także znaczeniem tych informacji dla samej oceny koniunktury.

Charakterystykę zmian składu próby rozpoczniemy od analizy krzywej przeżycia dla firm uczestniczących w badaniach ankietowych NBP oraz populacji dużych i średnich firm objętych sprawozdawczością F-01/I-01 GUS. Krzywa przeżywalności dla populacji jest wyższa niż dla próby (rysunek 3), ponieważ w próbie mamy do czynienia nie tylko z procesami demograficznymi, ale również z rezygnacjami. Krzywe przeżywalności dla obu zbiorowości opadają w podobnym tempie. W krótkim okresie nieco szybciej opada krzywa przeżywalności dla populacji. Wynika to zapewne głównie z większego odsetka dużych firm w próbie NBP, które są mniej zagrożone upadłością niż przedsiębiorstwa mniejsze (rysunek 4). Należy również pamiętać, że obniżenie zatrudnienia poniżej 50 osób wyłącza firmę z tej sprawozdawczości GUS. Jednocześnie taka zmiana nie skutkuje rezygnacją firmy z udziału w badaniach NBP.

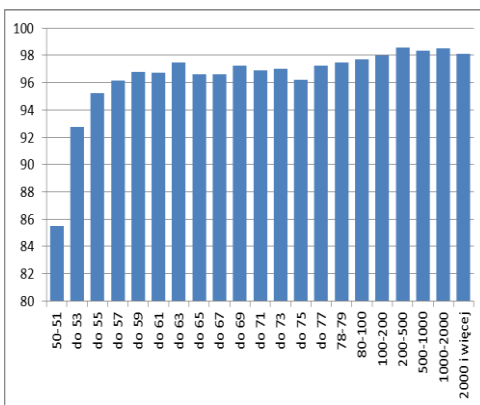
Warto teraz przeanalizować wpływ „ruchów w próbie” badawczej na oceny koniunktury sytuacji przedsiębiorstw. Do badania wybrano tzw. wskaźnik bieżącej sytuacji przedsiębiorstw BOSE, standardowo analizowany i publikowany w kwartalnych raportach NBP, dotyczących stanu i prognoz koniunktury w sektorze przedsiębiorstw niefinansowych. Wskaźnik ten został przeanalizowany dla trzech grup przedsiębiorstw: całej populacji biorącej udział w SM NBP, populacji przedsiębiorstw uczestniczących w danej i poprzedniej edycji badania (nazywanych dalej stałymi respondentami) oraz dla grupy firm nowych² w ramach danej edycji badania.

² Warto przypomnieć, że termin „firma nowa” jest w pewnym sensie umowny. W niniejszym opracowaniu tak określana jest firma, która nie brała udziału w poprzedniej edycji monitoringu. W przypadku niektórych firm współpracujących z NBP zdarza się jednak tak, że firmy nie są aktywne przez cały okres współpracy, a jedynie w pewnych podokresach. Firma nowa nie musi być zatem podmiotem, który bierze udział w badaniu po raz pierwszy.



Rysunek 3. Krzywa przeżycia w próbie i populacji dużych przedsiębiorstw

Źródło: opracowanie własne na podstawie SM NBP i danych GUS.



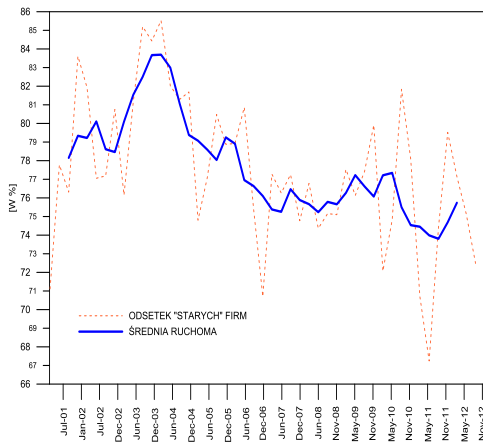
Rysunek 4. Współczynnik przeżycia w populacji dużych przedsiębiorstw w zależności od wielkości przedsiębiorstwa (na osi pionowej przeciętny odsetek firm, które sprawozdawały się w dwóch kolejnych latach w okresie 2002-2011; na osi poziomej klasy wielkości wg stanu zatrudnienia)

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych GUS.

Przed wszystkim odnotujmy, że udział tzw. stałych firm³ w próbie wykazuje tendencję malejącą od 2004 r. (rysunek 5). Około 20-25 % stanowią firmy zarówno nowe jak i zlikwidowane. Wskazuje to na istnienie dość intensywnych procesów wymiany respondentów w próbie, a więc potwierdza celowość analizy wpływu tych zmian na wskaźnik BOSE. Wyniki tego postępowania przedstawiono na rysunku 6. Warto zauważyć, że wskaźniki KON_OG oraz KON_OLD nie różnią się znacząco od siebie. Wskaźnik KON_NEW co do tendencji wykazuje też silny związek z indeksem KON_OG. Jest natomiast znacznie bardziej zmienny, co częściowo może wynikać zarówno z faktu, że jest on skonstruowany na dużo mniejszej populacji przedsiębiorstw, jak i tego, że część nowych -

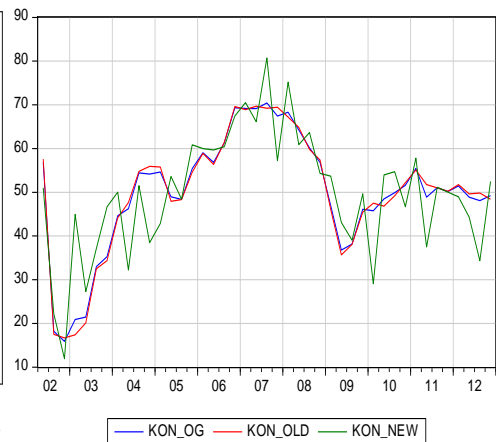
³ Przyjmujemy, że na liczbę firm w danym okresie składa się suma faktycznie istniejących firm oraz firm biorących udział w badaniu poprzednim, ale niewystępujących obecnie. Od takiej podstawy liczone są udziały. Interpretacja wyników musi zatem uwzględniać taki właśnie sposób konstrukcji tych wskaźników.

w ścisłym znaczeniu - podmiotów z tej populacji nie wykazuje *ex definitione* zachowań obarczonych persystencją (pamięcią).



Rysunek 5. Odsetek “starych” firm, biorących udział w poszczególnych edycjach SM NBP

Źródło: opracowanie własne na podstawie SM NBP.



Rysunek 6. Wskaźnik bieżącej sytuacji ekonomicznej przedsiębiorstw dla całej próby (KON_OG), wyłącznie dla firm, które brały udział w obecnej i poprzedniej edycji badania (KON_OLD) oraz firm nowych w danej edycji (KON_NEW)

Źródło: opracowanie własne na podstawie SM NBP.

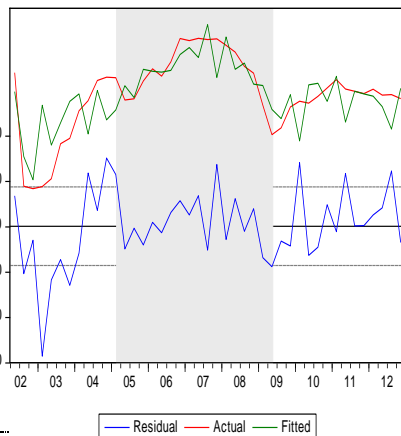
Relacje pomiędzy zmiennymi KON_OLD oraz KON_NEW można zbadać bardziej formalnie, analizując regresję postaci:

$$KON_{OLD_t} = \alpha * KON_{NEW_t} + \beta + \varepsilon_t \quad (2)$$

Wyniki przedstawiono w tabeli i na rysunku 7. Na podstawie rysunku 7 można stwierdzić, że najlepsze dopasowanie równania (2) wydaje się mieć miejsce w okresie dobrej koniunktury gospodarczej. W okresie niskiego wzrostu PKB – przed 2005 r. i po 2008 r. – działanie modelu zdaje się być gorsze. W pierwszym przypadku przeszacowywał on obserwowaną wartość koniunktury w grupie stałych przedsiębiorstw. Może to oczywiście wynikać z różnych przyczyn, ale jedną z prawdopodobnych może być to, że w takim okresie do badań są skłonne przystąpić firmy w relatywnie najlepszej

sytuacji, a więc i bardziej optymistycznie oceniające koniunkturę. Z kolei po 2008 r. model raczej niedoszacowuje poziom koniunktury w grupie firm „stałych”, przy czym istotny (choć dość słabo) oraz dodatni wyraz wolny w równaniu (2) raczej wskazuje, że firmy te w ogóle przeciętnie lepiej oceniają koniunkturę od firm nowych. Może to sugerować pewną słabość próby panelowej budowanej na zasadzie dobrowolności; do takiej współpracy garną się raczej przedsiębiorstwa ekonomicznie silniejsze.

zmienna	współcz.	błąd stand.	t-stat.	prawd.
α	0.795439	0.096715	8.224532	0.0000
β	10.30222	4.994291	2.062800	0.0455
R^2	0.622617	średnia		49.92047
skorygowany R^2	0.613412	odchylenie standardowe		13.90655
błąd stand. wsp.	8.646558	kryterium Akaike		7.197595
suma kwadratów reszt	3065.281	kryterium Schwarz		7.279511
log funkcji wiarygodności	-152.7483	kryterium Hannana-Quinna		7.227803
F-stat.	67.64293	statystyka Durbina-Watsona		1.597842
Prob(F-stat.)	0.000000			



Rysunek 7. Wyniki estymacji równania (2)

Źródło: opracowanie własne.

Oczywiście powstaje wymagające dalszych badań pytanie, które wyniki są prawdziwsze – czy dla populacji „stałych” firm, czy nowych. Odpowiedź zależy m.in. od specyfiki kształtowania się opinii w próbie, przy czym może być tak, że opóźniona reakcja próby na poprawę i pogorszenie jest właśnie potwierdzeniem istnienia inercji opinii, zaś brak takiej zależności może sugerować, iż proces formowania się postaw respondentów jest informacyjnie efektywny. Występowanie bądź brak tego typu zależności nie przesądza naturalnie, jakie na poziomie mikro są przyczyny takiej sytuacji, brak inercji opinii określonych podmiotów może bowiem wynikać nie tylko z zachowania określonego respondenta, reprezentującego badane przedsiębiorstwo, ale i z tego, że w kolejnych edycjach badania na pytania w ramach jednej firmy odpowiadają zmieniający się respondenci. Również znaczna zmienność indeksu KON_NEW może przemawiać za takim właśnie przypuszczeniem, choć ważnym czynnikiem może być dużo mniejsza liczebność próby firm „nowych”. Warto też jednak

zauważyć, że w przypadku wielu rodzajów szoków makroekonomicznych trudno sobie wyobrazić, by nie miały one jednokierunkowego wpływu na duże grupy przedsiębiorstw. W takiej sytuacji większa liczebność próby nie musi powodować wygaszania takiego szoku.

4. Weryfikacja danych jakościowych

Wspominaliśmy już, że weryfikacja wartości danych jakościowych jest trudnym wyzwaniem. Problemem jest nie tylko subiektywizm tego typu ocen, ale i ich rzetelność. W tym ostatnim przypadku mogą pojawić się przynajmniej dwa mechanizmy jej naruszania: świadome wprowadzanie w błąd, względnie „ukrywanie” prawdy oraz zwykła niedbałość, niestaranność w formułowaniu sądów. Ten pierwszy dotyczyć może zwłaszcza tzw. pytań drażliwych, które w przypadku przedsiębiorstw mogą odnosić się do kwestii m.in.: zagrożenia upadłością, faktycznej sytuacji finansowej, problemów strukturalnych, kadrowych i in. Przyczyny niedbałości również mogą być zróżnicowane: niekompetencja, niewłaściwy dobór respondenta, duża złożoność problematyki określonego pytania, nadmierna, „męcząca” liczba pytań w kwestionariuszu ankiety itd. Istotnym zagadnieniem jest więc testowanie/weryfikacja wartości odpowiedzi na pytania jakościowe. Istnieją właściwie trzy podstawowe metody. Pierwszym sposobem jest wzajemna, krzyżowa weryfikacja różnych odpowiedzi w ramach ankiety. Może to się odbywać bądź na poziomie jednostkowym, tj. kontroli spójności wypowiedzi poszczególnych respondentów bądź w ramach próby. Druga grupa metod bazuje na identyfikacji obserwacji nietypowych na tle pozostałych wypowiedzi. Postępowanie takie może być szczególnie przydatne w przypadku pytań porządkujących („rangujących”) odpowiedzi. W takiej sytuacji możliwe jest często skonstruowanie metryki określającej odległość opinii danego respondenta od pozostałych odpowiedzi. Procedura taka umożliwia zatem identyfikację obserwacji nietypowych. Problemem pozostaje jednak dalszy sposób postępowania z tak zidentyfikowanymi ankietami. Ich eliminacja z próby jest zwykle już zabiegiem subiektywnym i – być może – w niektórych przypadkach decyzją błędną. Obserwacje nietypowe mogą być bowiem pierwszym sygnałem ostrzegawczym, informującym o wystąpieniu w populacji nowych tendencji, względnie zmianie dotychczasowych. Trzecią metodą, możliwą w przypadku niektórych pytań jakościowych, jest konstrukcja na ich podstawie miar zagregowanych, a następnie ocena ich korelacji z innymi indykatorami sytuacji w danym obszarze. Przykładem takiego postępowania może być ocena wyników badań koniunktury na podstawie testu koniunktury. W takim przypadku punktem odniesienia

mogą być takie zmienne makroekonomiczne, jak: PKB, jego składniki, produkcja sprzedana przemysłu itp. Warto podkreślić, że w przypadku badań koniunktury prowadzonych w NBP systematycznie badana jest w ten sposób jakość otrzymywanych wyników. I tu jednak możliwe są pewne pułapki. Zwróćmy bowiem uwagę, że w przypadku części tzw. makro-agregatów są one wynikiem nie tylko procedur buchalteryjnych, ale zawierają także część elementów szacowanych. Procedury takie mogą być stosowane zwłaszcza w przypadku tzw. ocen wstępnych tych kategorii. W takim przypadku odnośnik jakościowy do tzw. twardego szeregu czasowego może być obarczone błędem, gdyż oba szeregi są współzależne w dużym stopniu ze względu na ich konstrukcję.

Biorąc pod uwagę powyższe trudności wydaje się, że wykorzystując dane jakościowe, nieustannie należy poszukiwać procedur oceny ich wartości. Jedną z nich może być próba weryfikacji ocen jakościowych na podstawie danych finansowych, ale na poziomie jednostkowym. W przypadku badań prowadzonych w NBP pewną możliwość otwiera tu fakt, że wprawdzie SM NBP jest badaniem głównie ilościowym, ale Roczna Ankieta NBP zawiera pewne elementy bilansu i rachunku nakładów–wyników przedsiębiorstw wg stanu na 31 grudnia każdego roku. Stwarza to dosyć rzadką w przypadku badań jakościowych szansę połączenia obu informacji. Warto zwrócić bowiem uwagę, że w ramach tego typu badań respondenci nieczęsto godzą się na podawanie dodatkowych, „twardych” danych. W wielu przypadkach same też ankiety „jakościowe” konstruowane są z myślą o ochronie respondenta przed nadmiarem obowiązków sprawozdawczych lub uwzględniają fakt, że mogą być one wypełniane z „dala od komputera”, w którym zgromadzone są „twarde” dane firmy. Łączenie danych jakościowych z ilościowymi w postępowaniu badawczym czy weryfikacyjnym bazuje zwykle więc na specjalnych technikach *mergingu*. Mamy okazję zastosować to podejście bezpośrednio. W tym celu postanowiliśmy oszacować następujący prosty model logitowy na danych panelowych:

$$\Pr[y_{it} = 1 | x_{it}, \alpha_i, \beta] = G(\alpha_i + x'_{it}\beta) \quad (3)$$

gdzie:

- zmienną x jest współczynnik ROA (zwrotu netto z aktywów), skonstruowany na podstawie danych bilansowych,
- zmienna y (OCENA_SB) przyjmuje wartość 1 w przypadku, gdy przedsiębiorstwo określa swoją sytuację bieżącą jako bardzo dobrą lub dosyć dobrą, zaś 0 – w przeciwnym przypadku,

– Y oznacza funkcję logitową.

Można założyć, że przedsiębiorstwa mają zindywidualizowaną „optykę” oceny stanu koniunktury i własnej sytuacji, toteż posłużono się podejściem typu *fixed effect*. Jako że dla danego roku dysponujemy wyłącznie jednym zestawem danych finansowych, zaś czterema zestawami jakościowych ocen sytuacji przedsiębiorstwa, zbadano związek wszystkich tych czterech ocen, oznaczanych jako OCENA_SB1, ..., OCENA_SB4 odpowiednio, z miernikiem ROA. Wyniki estymacji przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Wyniki estymacji modelu logit (3)

Liczba obserwacji = 2132, liczba grup = 327						
Obserwacji w grupie: min = 2, śr. = 6,5, max = 12						
log funkcji wiarygodności = -1461,0521		LR $\chi^2(1) = 8,83$		Prob $> \chi^2 = 0,0030$		
OCENA_SB1	współcz.	błąd stand.	z	P> z	[95 % przedział ufności]	
ROA	0,0045653	0,0020749	2,20	0,028	0,0004986	0,0086321
log funkcji wiarygodności = -826,24225		LR $\chi^2(1) = 7,39$		Prob $> \chi^2 = 0,0066$		
OCENA_SB3	współcz.	błąd stand.	z	P> z	[95 % przedział ufności]	
ROA	0,0062932	0,0026842	2,34	0,019	0,0010322	0,0115542

Źródło: obliczenia własne na podstawie AR i SM NBP.

Odnotujemy, że związek ROA z oceną jakościową sytuacji przedsiębiorstwa okazał się statystycznie istotny wyłącznie dla ocen dokonywanych przez przedsiębiorstwa w grudniu (OCENA_SB1) i czerwcu (OCENA_SB3), przy czym znak współczynnika β okazał się prawidłowy. Należało przypuszczać, że wyższe wskaźniki ROA będą oznaczały lepszą ocenę własnej sytuacji⁴ firmy. Całkowicie naturalny jest związek ocen za pierwszy kwartał (OCENA_SB1) z miernikiem ROA. Warto bowiem przypomnieć, że dane do monitoringu za ten okres zbierane są w przedsiębiorstwach w grudniu, a więc w okresie, w którym wiele firm

⁴ Współczynnik ROA generalnie jest uznawany za jedną z lepszych syntetycznych miar działania przedsiębiorstwa. Pokazuje bowiem jego zdolność do generowania zysków z posiadanych aktywów. Warto jednak przypomnieć, że bez pogłębionej analizy, której podręcznikowym przykładem mogą być mnożnikowe model typu Du Ponta, miara ta też bywa zawodna. Szczególnie zniekształcona może być ona w okresie dużych inwestycji firmy, restrukturyzacji majątku etc.

kończy rok obrotowy, przygotowuje wstępne bilanse i inne oceny finansowe. Pewnym zaskoczeniem może być natomiast związek taki z danymi za III kwartał (OCENA_SB3), które zbierane są od przedsiębiorstw w końcu czerwca. Trudno formułować tu weryfikowalne hipotezy. Można jedynie przypuszczać, że dla części firm półrocze może być swoistym, wewnętrznym okresem rozliczeniowym, w którym znów głębszej analizie poddawane są dane bilansowe. Wynika to m.in. z tego, że w przypadku wielu⁵ firm w czerwcu mijają ustawowe terminy udostępniania wspólnikom sprawozdań finansowych za ubiegły rok oraz odbywania walnych zgromadzeń je zatwierdzających. Był to więc naturalny moment, w którym interesariusze firm, w tym kadra zarządzająca i organy nadzorcze, „odświeżały pamięć” dotyczącą osiągniętych wyników w poprzednim roku. Otrzymane rezultaty pokazują jednocześnie, że roczne wyniki ekonomiczne firmy nie ciążyą na wszystkich kwartalnych ocenach. Potwierdza to użyteczność analiz jakościowych jako dodatkowego, niezależnego przynajmniej od rocznych bilansów, źródła informacji o sytuacji firm.

5. Podsumowanie

Powyższy, niepełny przegląd możliwych sposobów wykorzystania struktury panelowej danych dotyczących koniunktury wskazuje na szereg jej potencjalnych zastosowań. Użyteczna poznawczo, co pokazują otrzymane rezultaty, może być analiza wpływu nowych obserwacji na wskaźnik koniunktury. Istotne i wymagające dalszych prac mogą być rezultaty odnośnie związków pomiędzy ocenami jakościowymi bieżącej sytuacji przedsiębiorstw a ich „twardymi” wynikami finansowymi. Te rezultaty mogą być istotne nie tylko z punktu widzenia toczonej czasem dyskusji nt. wzajemnych relacji danych jakościowych i finansowych, w tym „wyższości” jednego z tych podejść. Mogą one także pomóc w lepszym zrozumieniu mechanizmów kształtowania się opinii kadry zarządzającej polskimi przedsiębiorstwami, w tym wpływu na nie danych zewnętrznych. W artykule podjęto próbę zbadania tego typu relacji w odniesieniu do jednej tylko kategorii występującej w SM NBP – oceny sytuacji firmy – i opierającego się na niej zagregowanego wskaźnika bieżącej sytuacji przedsiębiorstw (BOSE). W przyszłości należałoby objąć podobną analizą i inne pytania ankiety. Ważnym i szerokim, aczkolwiek złożonym metodycznie obszarem badań powinny stać się też w przyszłości analizy

⁵ Dla firm, w których rok obrotowy pokrywa się z rokiem kalendarzowym (art. 68 ustawy o rachunkowości).

dynamicznych cech panelu. Ważna tu jest m.in. ocena występowania i skali „lepkości” ocen, a także czynników oddziałujących/predestynujących do tego typu zachowań⁶. W badaniach koniunktury jest to problem o tyle istotny, że nadmierny optymizm lub pesymizm podmiotów w znaczący sposób może utrudniać identyfikację stanów gospodarki, w których warunki ich funkcjonowania zmieniły się, czego podmioty te jeszcze nie zauważyły. Rozwijać warto również dynamiczne badania macierzy przejścia pomiędzy poszczególnymi kategoriami ocen; zwłaszcza międzyokresowe przejścia od ocen skrajnych mogą stanowić ważne uzupełnienie tradycyjnych miar koniunktury.

Literatura:

- Baltagi B., *Econometric analysis of panel data*, Wiley & Sons, 2005
Peters B., *Persistence of innovation: Stylised facts and panel data evidence*, DRUID Working Paper nr 06-30, 2006
Popowski P., *Własności wskaźników koniunktury*, NBP, Warszawa, marzec 2012, materiał niepublikowany

⁶ Dobrym przykładem badania tego problemu na podstawie struktur panelowych jest artykuł Petersa (2006).

Ukryte modele Markowa w analizie wyników testu koniunktury gospodarczej

Streszczenie

W pracy zbadana została możliwość wykorzystania algorytmu Viterbiego do analizy sald odpowiedzi respondentów na pytania testu koniunktury w przemyśle, prowadzonego przez Instytut Rozwoju Gospodarczego Szkoły Głównej Handlowej w Warszawie. W badaniu rozważane były pytania dotyczące oceny stanu obecnego. Do analizy wykorzystane zostały ukryte modele Markowa z warunkowymi rozkładami normalnymi. Pod uwagę brane były modele, w których łańcuchy Markowa mają dwuelementową i trójelementową przestrzeń stanów. Uzyskane wyniki zostały skonfrontowane z pochodzącymi z różnych źródeł datowaniami punktów zwrotnych cyklu koniunkturalnego. Badane modele zostały porównane pod względem skuteczności w wychwytywaniu sygnałów o nadchodzących zmianach w koniunkturze. Przeprowadzone analizy przemawiają za stosowaniem modeli z trzystanowymi łańcuchami Markowa. Wyniki badania sugerują ponadto, iż należy brać pod uwagę opóźnienia między odpowiedziami respondentów a zmianami klimatu koniunktury.

Słowa kluczowe: ukryte modele Markowa, algorytm Viterbiego, test koniunktury, punkty zwrotne cyklu koniunkturalnego

Kody klasyfikacji JEL: E37

[‡] Instytut Ekonometrii, Szkoła Główna Handlowa

Michał Bernardelli[±], Monika Dędyś[±]

Hidden Markov Models in Analysis of Results of Business Tendency Surveys

Abstract

The paper considers the possibility of using the Viterbi algorithm to analyse results of the RIED WSE business surveys in the manufacturing industry. The analysis was focused on the state balances. The hidden Markov models with conditional normal distributions were applied. There were considered models with two-state and three-state Markov chains. The results were compared with the timing of turning points taken from other sources. The tested models were compared in terms of effectiveness in detecting of coming changes in economic conditions. The analysis suggests models with three-state Markov chains be used. The results also suggest that it is necessary to take into account a delay between the opinions of survey respondents and changes in economic climate.

Keywords: hidden Markov models, Viterbi algorithm, business tendency surveys, business cycle turning points

JEL classification: E37

[±] Institute of Econometrics, Warsaw School of Economics

1. Wprowadzenie

Jednym z problemów pojawiających się w analizie wyniku testów koniunktury jest wyodrębnienie okresów, w których respondenci oceniają sytuację dotyczącą określonych kategorii ekonomicznych jako lepszą lub gorszą. Taka segmentacja szeregów czasowych powstałych na podstawie odpowiedzi na pytania ankiety może być pomocna w ocenie zgodności informacji dostarczanych przez respondentów z obserwowanymi zmianami realnych zmiennych ekonomicznych. Może też dostarczać sygnałów o nadchodzących zmianach klimatu koniunktury. Wydaje się, że ukryte modele Markowa (*hidden Markov models*, HMM), stanowią idealne narzędzie do tego typu analiz. W niniejszej pracy stosujemy HMM do przetworzenia sygnałów zawartych w danych z testu koniunktury w przemyśle, prowadzonego przez Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH.

Ukryte modele Markowa były wielokrotnie stosowane do badania tego typu szeregów czasowych (np. Abberger i Nierhaus, 2010; Skrzypczyński, 2008). W pracy proponujemy jednak inne podejście do znajdowania oceny realizacji ukrytego łańcucha Markowa. Stosujemy mianowicie algorytm Viterbiego. Od dziesięcioleci algorytm ten jest obecny między innymi w zastosowaniach HMM w rozpoznawaniu mowy (Rabiner, 1989). Jednak w analizie makroekonomicznych szeregów czasowych jest, według naszej wiedzy, używany niezwykle rzadko. Zaproponowany sposób segmentacji szeregów czasowych pochodzących z testu koniunktury dostarcza interesujących informacji o trafności ocen wydawanych przez respondentów i stwarza nadzieje na opracowanie efektywnego systemu prognozowania punktów zwrotnych cyklu koniunkturalnego.

2. Charakterystyka narzędzi

Rozważania rozpoczniemy od przytoczenia definicji ukrytego modelu Markowa. Więcej informacji na temat tych modeli można znaleźć m.in. u Cappé, Moulinesa i Rydén (2005). Częściowo obserwowalny proces stochastyczny $(X_t, Y_t)_{t=1}^{\infty}$ nazywamy ukrytym modelem Markowa, jeśli spełnione są następujące warunki:

- 1) nieobserwowalny proces $(X_t)_{t=1}^{\infty}$ jest jednorodnym łańcuchem Markowa ze skończoną przestrzenią stanów S_X i macierzą prawdopodobieństw przejścia

$$P = [p(x_i, x_j)]_{i,j=1}^k,$$

gdzie k jest liczbą stanów.

- 2) dla każdego $t \geq 0$, zmienne losowe Y_1, Y_2, \dots, Y_t , pod warunkiem (X_1, X_2, \dots, X_t) są niezależne i warunkowy rozkład prawdopodobieństwa zmiennej Y_i dla $i = 1, 2, \dots, t$, zależy tylko od X_i , przy czym

$$P(Y_i \leq y_i | X_i = x_i) = H(y, \theta_{x_i}),$$

gdzie H jest dystrybuantą indeksowaną parametrami θ_{x_i} .

Proces $(X_t)_{t=1}^{\infty}$ nazywamy ukrytym łańcuchem Markowa. Jeśli przestrzeń stanów ukrytego łańcucha Markowa jest k -elementowa, to będziemy mówić o k -stanowym HMM. W pracy rozważamy dwu- i trójstanowe modele z warunkowymi rozkładami normalnymi.

HMM należą do klasy przełącznikowych modeli Markowa. W ekonometrii wykorzystuje się je najczęściej do analizy szeregów finansowych i makroekonomicznych. Zdarza się czasem, że stany składowej nieobserwowalnej modelu mają interpretację ekonomiczną; wydają się powiązane z okresami hossy i bessy, ekspansji i recesji. W tych przypadkach wnioskowanie na temat zachowania się zmiennej nieobserwowalnej może dostarczyć nieocenionych informacji na temat sytuacji ekonomicznej.

W badaniach ekonometrycznych (Hamilton, 1994) do znalezienia oceny nieobserwowalnej zmiennej X_t w dowolnym momencie czasu t , gdzie $t \leq T$ na ogół wykorzystuje się:

- prawdopodobieństwa przefiltrowane, czyli prawdopodobieństwa warunkowe

$$P(X_t = x_t | Y^t = (y_1, y_2, \dots, y_t))$$

- lub prawdopodobieństwa wygładzone

$$P(X_t = x_t | Y^T = (y_1, y_2, \dots, y_T)).$$

Zazwyczaj, gdy $S_X = \{0, 1\}$ oraz $P(X_t = 1 | Y^T = (y_1, y_2, \dots, y_T)) > m$, gdzie m jest liczbą wybraną arbitralnie przez badacza, przyjmuje się, że w chwili t ukryty łańcuch Markowa znajdował się w stanie 1. Analogiczne wnioskowanie można przeprowadzić na podstawie prawdopodobieństw przefiltrowanych. Ocenę stanów przeprowadza się więc niejako dla każdej chwili t oddzielnie i na podstawie tych ocen cząstkowych podaje się ocenę ścieżki ukrytego łańcucha Markowa w okresie od $t=1$

do $t=T$. Wydaje się, że warto wziąć pod uwagę bardziej całościowe podejście do problemu; zamiast zajmować się każdą chwilą oddzielnie można poszukiwać najbardziej prawdopodobnej ścieżki ukrytego łańcucha Markowa w całym okresie od $t=1$ do $t=T$.

Taką ścieżkę wyznaczyć można, stosując algorytm zaproponowany przez Viterbiego w 1967 roku. Umożliwia on znalezienie tak zwanej ścieżki Viterbiego, to jest takiego ciągu stanów, który jest najbardziej prawdopodobny, biorąc pod uwagę zaobserwowane wartości w danym okresie czasu. Formalnie rzecz ujmując, algorytm Viterbiego znajduje ścieżkę

$$\tilde{X}^T = (\tilde{x}_1, \tilde{x}_2, \dots, \tilde{x}_T) \in (S_X)^T$$

taką, że

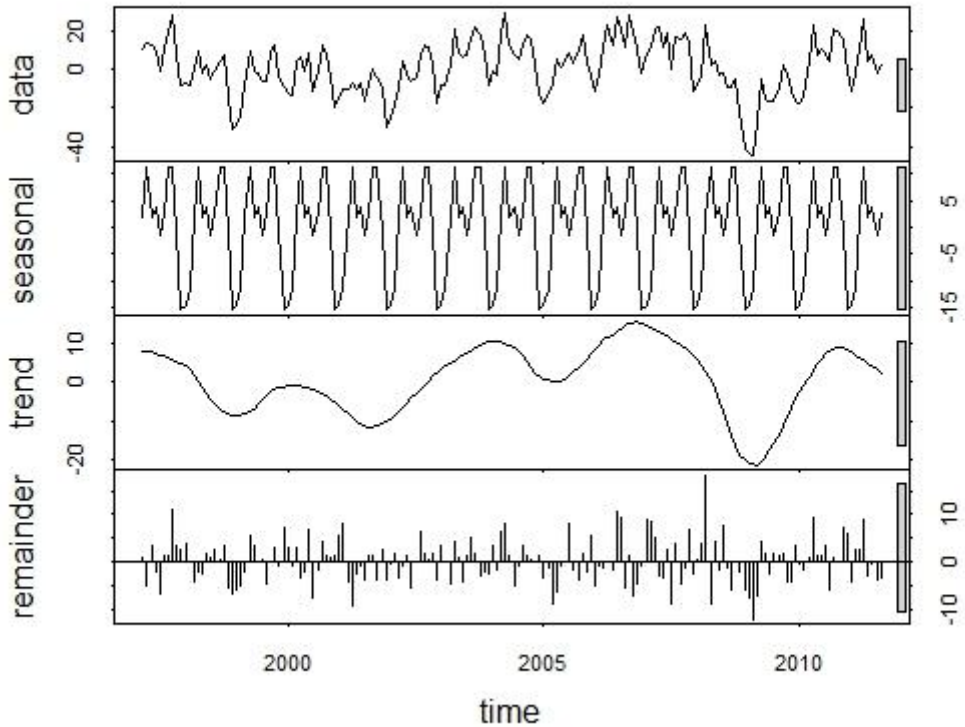
$$P(X_1 = \tilde{x}_1, X_2 = \tilde{x}_2, \dots, X_T = \tilde{x}_T | Y^T = (y_1, y_2, \dots, y_T)) \\ = \max_{(x_1, x_2, \dots, x_T) \in (S_X)^T} P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_T = x_T | Y^T = (y_1, y_2, \dots, y_T))$$

3. Charakterystyka danych empirycznych

W pracy poddajemy analizie szeregi sald pochodzących z testu koniunktury w przemyśle z okresu od marca 1997 do sierpnia 2011 roku. Badaniem zostały objęte wszystkie pytania testu:

- pytanie 1 - wielkość produkcji,
- pytanie 2 - portfel zamówień ogółem,
- pytanie 3 - portfel zamówień eksportowych,
- pytanie 4 - poziom zapasów produkowanych wyrobów,
- pytanie 5 - ceny produkowanych wyrobów,
- pytanie 6 - poziom zatrudnienia,
- pytanie 7 - sytuacja finansowa przedsiębiorstwa,
- pytanie 8 - ogólna sytuacja gospodarki polskiej.

Uwagę skupiamy na ocenach stanu bieżącego, przy czym szeregi sald zostały oczyszczone z wahań sezonowych i losowych. Do dekompozycji szeregów wykorzystana została procedura STL z pakietu komputerowego R. Zastosowano w niej iteracyjny algorytm z wykorzystaniem regresji lokalnie ważonej, tak zwaną metodę „loess” (Cleveland, Cleveland i McRae, 1990). Dekompozycja szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji przedstawiona została na rysunku 1. Wyeksponowane zostały poszczególne składowe: sezonowa (oznaczona jako *seasonal*), trend i losowa (*remainder*).



Rysunek 1. Dekompozycja szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkości produkcji z wykorzystaniem procedury STL

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IRG SGH.

Wyniki segmentacji szeregów czasowych konfrontujemy z datowaniami punktów zwrotnych cyklu koniunkturalnego dokonanyimi przez OECD (cykl odchyień) i Drozdowicz-Bieć (2012) (cykl klasyczny). Dodatkowo do analizy sygnałów przetworzonych za pomocą trójstanowych HMM posłużyliśmy się datowaniami punktów zwrotnych cyklu odchyień, określonymi przez Drozdowicz-Bieć (2008). W badaniu sald dotyczących wielkości produkcji wzięliśmy także pod uwagę wyróżnione w pracy (Adamowicz i in., 2012) górne i dolne punkty zwrotne składnika cyklicznego produkcji przemysłowej w Polsce oraz składnika cyklicznego PKB. Na ich podstawie opracowaliśmy zerojedynekowy szereg referencyjny, w którym 0 odpowiada fazie spadkowej, a 1 fazie wzrostu.

4. Wyniki badania empirycznego

Oczyszczone szeregi sald odpowiedzi na pytania o stan aktualny traktujemy jako realizacje składowej obserwowalnej $(Y_t)_{t=1}^{\infty}$ HMM. W przypadku dwustanowego modelu HMM przyjmujemy, że $S_X = \{0, 1\}$. Stan 0 dotyczy okresów, w których respondenci oceniają sytuację jako gorszą, zaś stan 1 wiążemy z sytuacją ocenianą jako lepszą. Formalnie stan 0 utożsamiamy z rozkładem warunkowym o niższej wartości średniej.

Dla każdego z ośmiu szeregów czasowych wyznaczamy najbardziej prawdopodobną ścieżkę ukrytego łańcucha Markowa. Ścieżkę tę traktujemy jako ocenę sytuacji w kategorii objętej pytaniem, dokonaną przez respondentów w okresie objętym badaniem. Ocenę tę zestawiamy z szeregiem referencyjnym. Ściśle rzecz ujmując, w przypadku dwustanowych HMM porównujemy dwa szeregi zerojedynkowe. Zliczamy okresy, w których w obydwu szeregach występuje 0 („trafione 0”) oraz okresy, w których w obydwu szeregach występuje 1 („trafione 1”). Wyniki obliczeń dla szeregu referencyjnego wyznaczonego na podstawie datowań OECD zamieszczono w tabeli 1, zaś dla szeregu referencyjnego związanego z cyklem klasycznym w tabeli 2. Dodatkowo, na rysunkach 2-10 umieszczono najbardziej prawdopodobne ścieżki dla szeregów sald na tle szeregu referencyjnego OECD, zaś na rysunkach 11-18 na tle szeregu referencyjnego przedstawiającego cykl klasyczny.

Pobieżna analiza wyników prowadzi do wniosku, że sygnały generowane przez szeregi sald odpowiedzi na pytanie o ceny produkowanych wyrobów (rysunki 7 i 15) niezbyt dobrze korelują z szeregami referencyjnymi. Nieco lepiej, ale nadal niesatysfakcjonująco jest w przypadku portfela zamówień eksportowych (rysunki 4 i 13). Do szeregu referencyjnego OECD (cykl odchyłeń) dobrze dopasowane są salda odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (rysunki 2 i 11) i poziom zapasów produkowanych wyrobów¹ (rysunki 5-6 i 14). Ocena sytuacji finansowej przedsiębiorstwa (rysunki 9 i 17) oraz ocena sytuacji gospodarki polskiej (rysunki 10 i 18) wydają się mieć związek z datowaniami punktów zwrotnych w cyklu klasycznym. Nieco gorsze dopasowanie do obydwu szeregów referencyjnych wykazują szeregi zerojedynkowe związane z pytaniem o portfel zamówień ogółem (rysunki 3 i 12) i poziom zatrudnienia (rysunki 8 i 16). Zważywszy na duże opóźnienia

¹ W przypadku poziomu zapasów przedstawione zostały dwa wykresy. Najbardziej prawdopodobną ścieżkę przedstawiono na rysunku 6. Odpowiedzi respondentów korespondują z faktem, iż poziom zapasów jest zmienną antycykliczną. W celu ilustracji tego faktu na rysunku 5 przedstawiono szereg z zamienionymi stanami, tj. $\{0,1\} \rightarrow \{1,0\}$.

w identyfikacji punktów zwrotnych w cyklu klasycznym, należy uznać, że większy związek mają one z cyklem odchyłeń OECD. Niestety, sygnały o zmianie klimatu koniunktury emitowane przez przefiltrowane szeregi są bardzo często opóźnione względem datowań punktów zwrotnych w szeregach referencyjnych.

Tabela 1. Porównanie zgodności najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytania ankietowe z szeregiem referencyjnym OECD

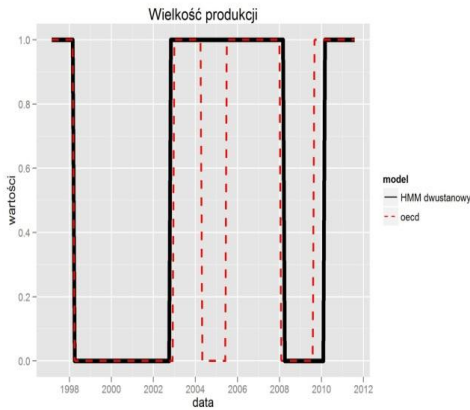
Nr pyt.	Treść pytania	Liczba odpowiedzi zgodnych ze stanem 0	Liczba odpowiedzi zgodnych ze stanem 1	Liczba zgodnych odpowiedzi	Liczba niezgodnych odpowiedzi	Średnia liczba trafionych odpowiedzi
1	wielkość produkcji	72	78	150	24	86,2 %
2	portfel zamówień ogółem	72	77	149	25	85,6 %
3	portfel zamówień eksportowych	55	74	129	45	74,1 %
4	poziom zapasów produkowanych wyrobów	80	61	141	33	81,0 %
5	ceny produkowanych wyrobów	55	51	106	68	60,9 %
6	poziom zatrudnienia	70	58	128	46	73,6 %
7	sytuacja finansowa przedsiębiorstwa	72	73	145	29	83,3 %
8	ogólna sytuacja gospodarki polskiej	64	77	141	33	81,0 %

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH i OECD.

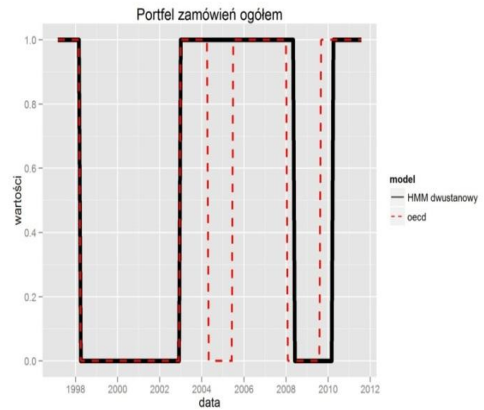
Tabela 2. Porównanie zgodności najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytania ankietowe z szeregiem referencyjnym przedstawiającym cykl klasyczny

Nr pyt.	Treść pytania	Liczba odpowiedzi zgodnych ze stanem 0	Liczba odpowiedzi zgodnych ze stanem 1	Liczba zgodnych odpowiedzi	Liczba niezgodnych odpowiedzi	Średnia liczba trafionych odpowiedzi
1	wielkość produkcji	58	92	150	24	86,2 %
2	portfel zamówień ogółem	56	89	145	29	83,3 %
3	portfel zamówień eksportowych	45	92	137	37	78,7 %
4	poziom zapasów produkowanych wyrobów	61	70	131	43	75,3 %
5	ceny produkowanych wyrobów	32	58	90	84	51,7 %
6	poziom zatrudnienia	56	72	128	46	73,6 %
7	sytuacja finansowa przedsiębiorstwa	56	85	141	33	81,0 %
8	ogólna sytuacja gospodarki polskiej	48	89	137	37	78,7 %

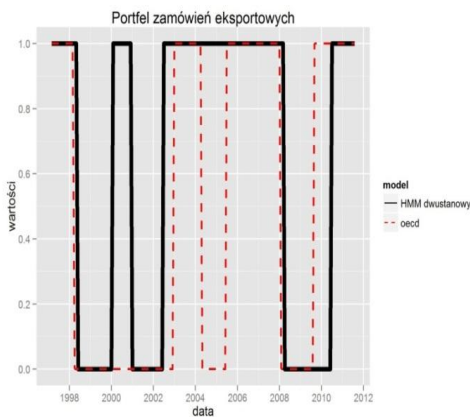
Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH i Drozdowicz-Bieć (2012).



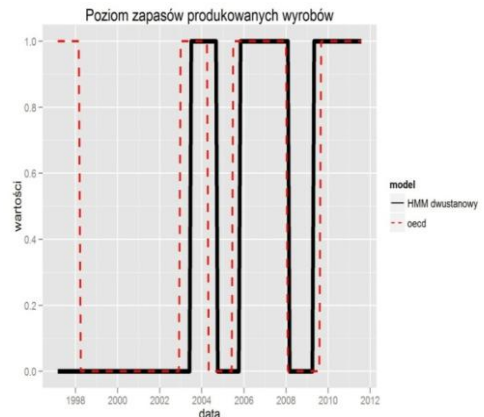
Rysunek 2. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (pytanie 1) z szeregiem referencyjnym OECD



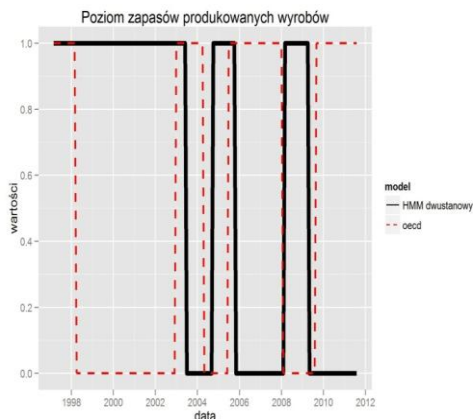
Rysunek 3. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o portfel zamówień ogółem (pytanie 2) z szeregiem referencyjnym OECD



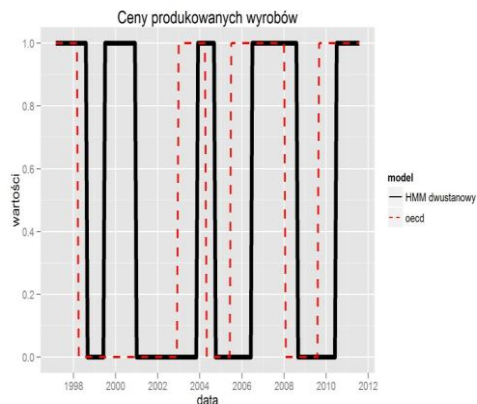
Rysunek 4. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o portfel zamówień eksportowych (pytanie 3) z szeregiem referencyjnym OECD



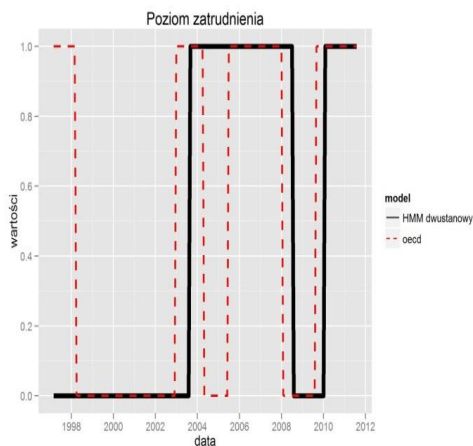
Rysunek 5. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o poziom zapasów produkowanych wyrobów (pytanie 4) z szeregiem referencyjnym OECD



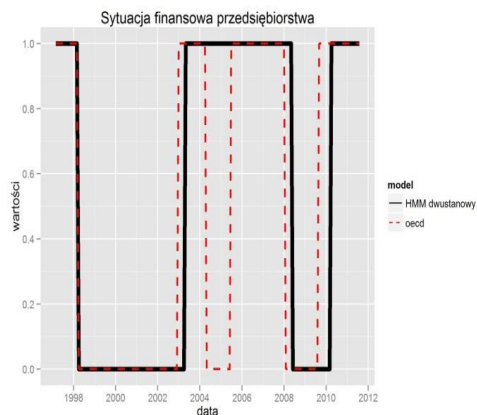
Rysunek 6. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o poziom zapasów produkowanych wyrobów (pytanie 4) z szeregiem referencyjnym OECD



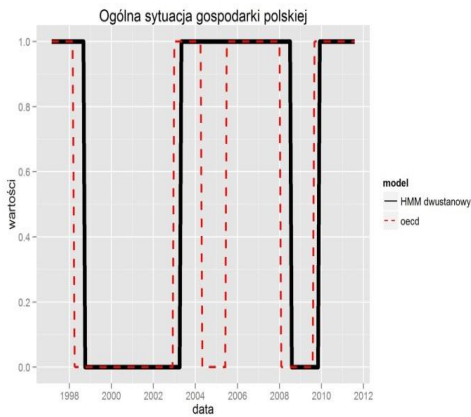
Rysunek 7. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o ceny produkowanych wyrobów (pytanie 5) z szeregiem referencyjnym OECD



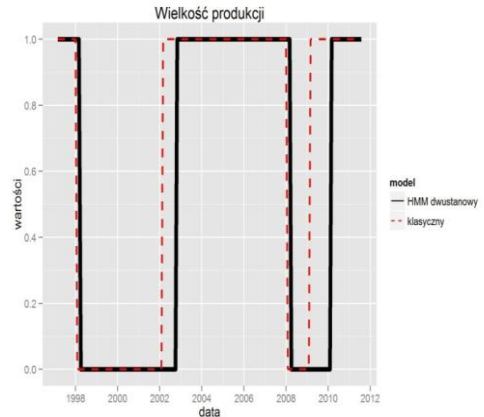
Rysunek 8. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o poziom zatrudnienia (pytanie 6) z szeregiem referencyjnym OECD



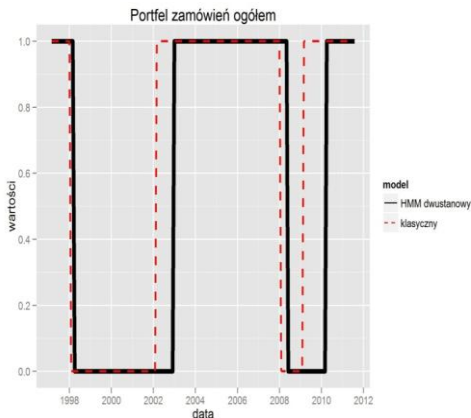
Rysunek 9. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o sytuację finansową przedsiębiorstwa (pytanie 7) z szeregiem referencyjnym OECD



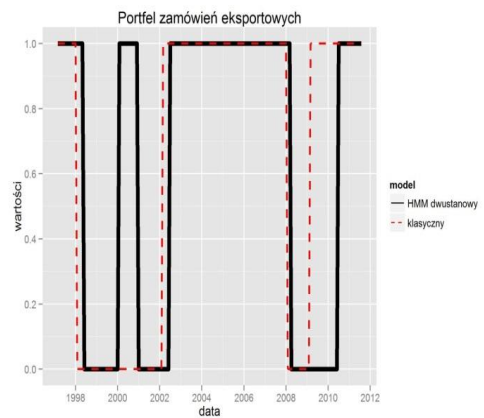
Rysunek 10. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o ogólną sytuację gospodarki polskiej (pytanie 8) z szeregiem referencyjnym OECD



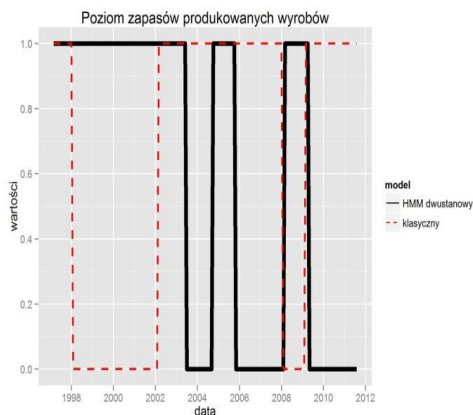
Rysunek 11. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (pytanie 1) z szeregiem referencyjnym klasycznym



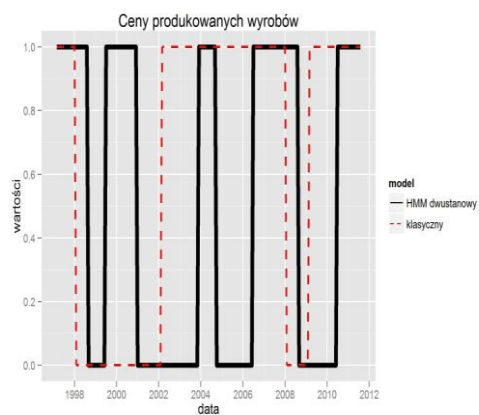
Rysunek 12. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o portfel zamówień ogółem (pytanie 2) z szeregiem referencyjnym klasycznym



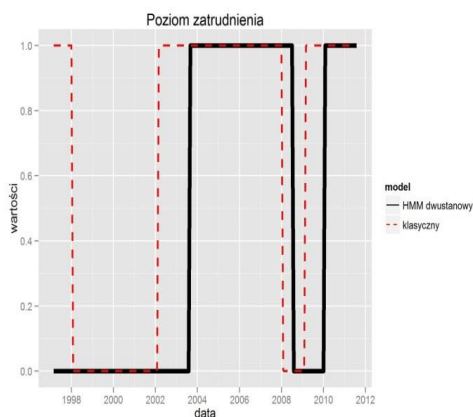
Rysunek 13. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o portfel zamówień eksportowych (pytanie 3) z szeregiem referencyjnym klasycznym



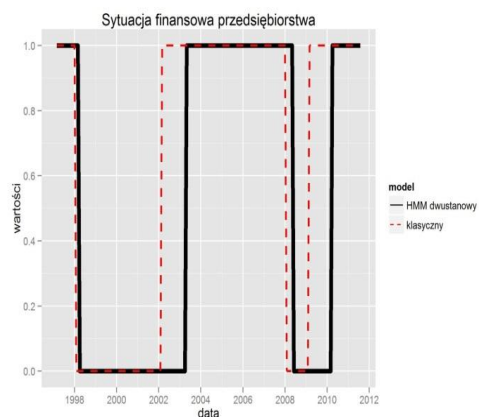
Rysunek 14. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o poziom zapasów produkowanych wyrobów (pytanie 4) z szeregiem referencyjnym klasycznym



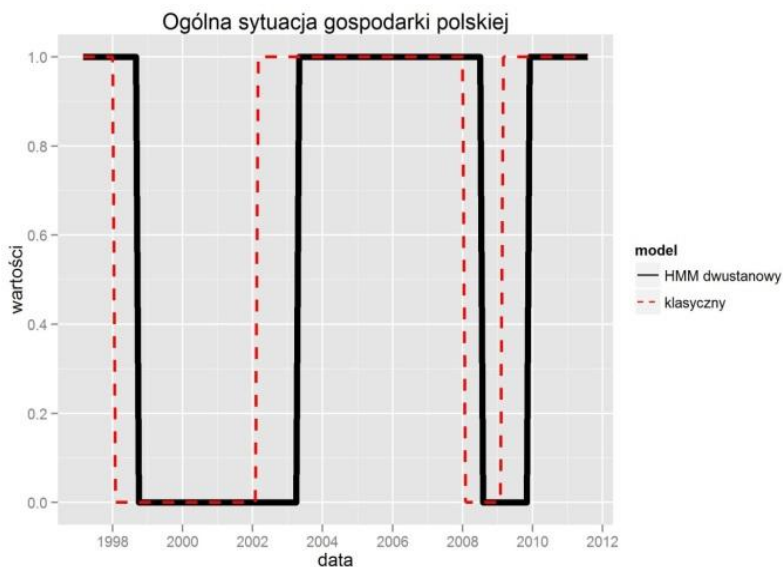
Rysunek 15. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o ceny produkowanych wyrobów (pytanie 5) z szeregiem referencyjnym klasycznym



Rysunek 16. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o poziom zatrudnienia (pytanie 6) z szeregiem referencyjnym klasycznym



Rysunek 17. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o sytuację finansową przedsiębiorstwa (pytanie 7) z szeregiem referencyjnym klasycznym



Rysunek 18. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o ogólną sytuację gospodarki polskiej (pytanie 8) z szeregiem referencyjnym klasycznym

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IRG SGH, OECD i Drozdowicz-Bieć (2012).

Interesujące wyniki uzyskujemy, badając możliwości zastosowania trójstanowych HMM do analizy szeregów sald. Poza sytuacjami, w których przefiltrowane salda jednoznacznie wskazują na wzrost lub spadek, chcemy uwzględnić okresy charakteryzujące się dużą niepewnością ocen stanu koniunktury. W zbiorze $S_X = \{0, \frac{1}{2}, 1\}$ stan $\frac{1}{2}$ miał być takim stanem przejściowym, niepewnym. Tak jak w przypadku dwustanowych HMM, stanowi 0 przypisaliśmy rozkład warunkowy o najmniejszej wartości oczekiwanej, zaś stanowi 1 rozkład o największej wartości oczekiwanej. Wprowadzenie stanu pośredniego sprawia, że model HMM inaczej przetwarza sygnały ukryte w odpowiedziach respondentów, jest bardziej plastyczny i tym samym daje nadzieję na szybsze wychwytywanie informacji o zmianie klimatu koniunktury. Wyniki obliczeń trójstanowych HMM dla szeregu referencyjnego powstałego na podstawie datowań OECD zamieszczono w tabeli 3, zaś dla szeregu referencyjnego przedstawiającego cykl klasyczny w tabeli 4.

Tabela 3. Porównanie zgodności najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytania ankietowe z szeregiem referencyjnym OECD

Nr pyt.	Treść pytania	Liczba odpowiedzi zgodnych ze stanem 0	Liczba odpowiedzi zgodnych ze stanem 1	Liczba zgodnych odpowiedzi	Liczba niezgodnych odpowiedzi	Średnia liczba trafionych odpowiedzi
1	wielkość produkcji	46	72	118	56	67,8 %
2	portfel zamówień ogółem	48	63	111	63	63,8 %
3	portfel zamówień eksportowych	51	51	102	72	58,6 %
4	poziom zapasów produkowanych wyrobów	50	58	108	66	62,1 %
5	ceny produkowanych wyrobów	37	39	76	98	43,7 %
6	poziom zatrudnienia	55	54	109	65	62,6 %
7	sytuacja finansowa przedsiębiorstwa	72	39	111	63	63,8 %
8	ogólna sytuacja gospodarki polskiej	63	49	112	62	64,4 %

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH i OECD.

Obok modelu, w którym nie narzucamy żadnych warunków na prawdopodobieństwa przejścia ukrytego łańcucha Markowa, rozważamy też taki, w którym $p(1, 0)=p(0, 1)=0$. Blokując przejścia w jednym kroku między stanami 0 oraz 1, wymuszamy niejako na modelu, aby pomiędzy okresami rozpoznawanymi jako lepsze i gorsze uwzględniał fazę przejściową. Możliwe jest również występowanie fazy przejściowej między okresami tego samego typu. Taką przejściową nieznaczną zmianę możemy interpretować jako fałszywy sygnał o zmianie klimatu koniunktury. Warto zauważyć, że dla większości analizowanych pytań najbardziej prawdopodobne ścieżki otrzymane z modelu z zablokowanymi przejściami i z modelu z pełną macierzą prawdopodobieństw przejścia są niemal identyczne.

Tabela 4. Porównanie zgodności najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytania ankietowe z szeregiem referencyjnym przedstawiającym cykl klasyczny

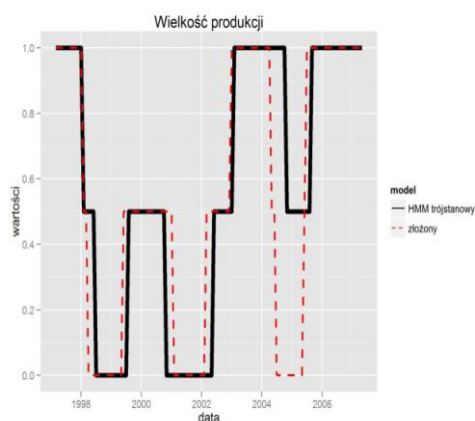
Nr pyt.	Treść pytania	Liczba odpowiedzi zgodnych ze stanem 0	Liczba odpowiedzi zgodnych ze stanem 1	Liczba zgodnych odpowiedzi	Liczba niezgodnych odpowiedzi	Średnia liczba trafionych odpowiedzi
1	wielkość produkcji	37	78	115	78	66,1 %
2	portfel zamówień ogółem	38	70	108	66	62,1 %
3	portfel zamówień eksportowych	42	59	101	73	58,0 %
4	poziom zapasów produkowanych wyrobów	35	65	100	74	57,5 %
5	ceny produkowanych wyrobów	29	44	73	101	42,0 %
6	poziom zatrudnienia	46	68	114	60	65,5 %
7	sytuacja finansowa przedsiębiorstwa	57	46	103	71	59,2 %
8	ogólna sytuacja gospodarki polskiej	47	61	108	66	62,1 %

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH i Drozdowicz-Bieć (2012).

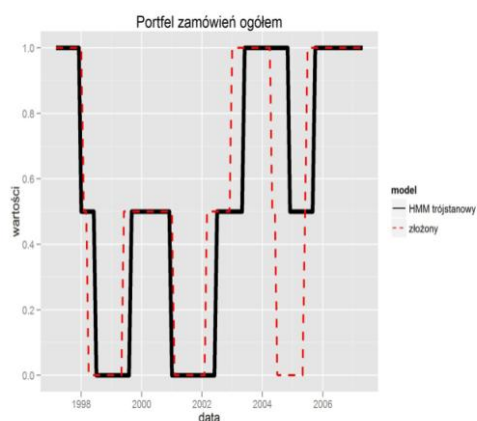
Odrębny problem stanowi porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki ukrytego trójstanowego łańcucha Markowa z ocenami stanu koniunktury pochodzącymi z innych źródeł. Wydaje się, że okresy, w których różni badacze mają odmienne zdanie na temat stanu koniunktury, mogą być utożsamiane z przebywaniem ukrytego łańcucha Markowa w „niepewnym” stanie $\frac{1}{2}$. W badaniu porównujemy datowania punktów zwrotnych cyklu odchyłeń, dokonane przez OECD i Drozdowicz-Bieć (2008). Ze względu na to, że druga z tych analiz kończy się w maju 2007 roku ograniczamy zakres badania do tego okresu. Na podstawie datowań pochodzących ze wspomnianych źródeł tworzymy szereg referencyjny w następujący sposób. Otóż, jeśli w okresie t badacze zgodnie wskazują na fazę wzrostu, to w szeregu referencyjnym pojawia się wartość 1. Jeśli badacze zgodnie wskazują fazę spadku, to w chwili t w szeregu

referencyjnym mamy wartość 0. W przypadku braku zgodności badaczy w szeregu pojawia się wartość $\frac{1}{2}$.

Okazuje się, że w złożony szereg referencyjny szczególnie dobrze wpisują się najbardziej prawdopodobne ścieżki ukrytych łańcuchów Markowa związanych z pytaniem o wielkość produkcji i portfel zamówień ogółem (rysunki 19 i 20).



Rysunek 19. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (pytanie 1) ze złożonym szeregiem referencyjnym

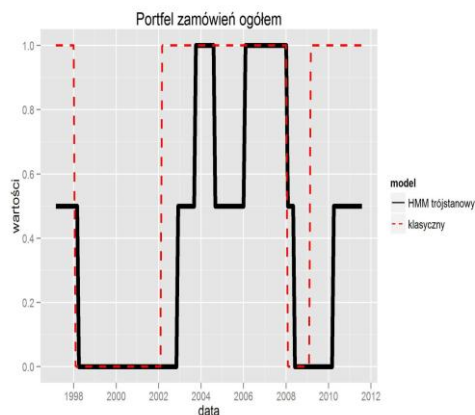


Rysunek 20. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o portfel zamówień ogółem (pytanie 2) ze złożonym szeregiem referencyjnym

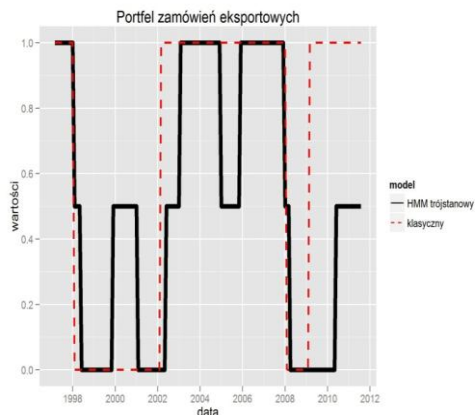
Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IRG SGH, OECD i Drozdowicz-Bieć (2008).

Porównanie ocen stanów ukrytego łańcucha Markowa dla trójstanowych HMM z datowaniami punktów zwrotnych cyklu odchyień OECD i cyklu klasycznego prowadzi do wniosku, że najbardziej prawdopodobne ścieżki łańcuchów Markowa zdają się lepiej wpisywać w cykl klasyczny. Sytuację taką obserwujemy dla szeregów czasowych związanych z pytaniem o portfel zamówień ogółem (rysunek 21), portfel zamówień eksportowych (rysunek 22) oraz poziom zapasów produkowanych wyrobów (rysunek 23) i poziom zatrudnienia (rysunek 24). Warto zauważyć, że w przypadku pytania o poziom zapasów produkowanych wyrobów najbardziej prawdopodobna ścieżka uzyskana dla modelu dwustanowego (rysunek 5) nieco lepiej wpisywała się w cykl

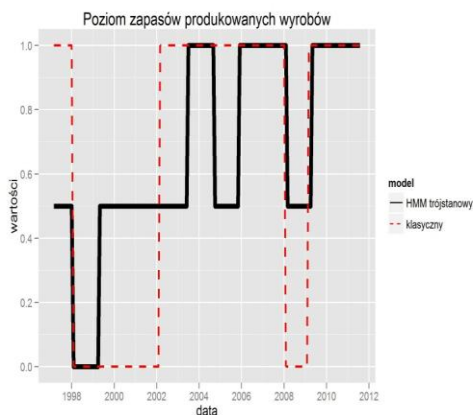
odchyłeń OECD. Tak też było w przypadku pytania o portfel zamówień ogółem (rysunki 3 i 21). Z kolei w przypadku pytania o poziom zamówień eksportowych (rysunki 4 i 22) dwustanowy HMM nie generował satysfakcjonującej dekompozycji szeregu sald. Trzeba podkreślić, że najbardziej prawdopodobna ścieżka ukrytego trójstanowego łańcucha Markowa związana z pytaniem o wielkość produkcji komponuje się dobrze zarówno z cyklem odchyłeń jak i z cyklem klasycznym (rysunki 25 i 26).



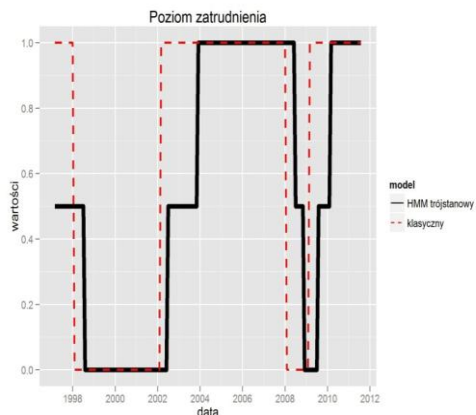
Rysunek 21. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o portfel zamówień ogółem (pytanie 2) z szeregiem referencyjnym klasycznym



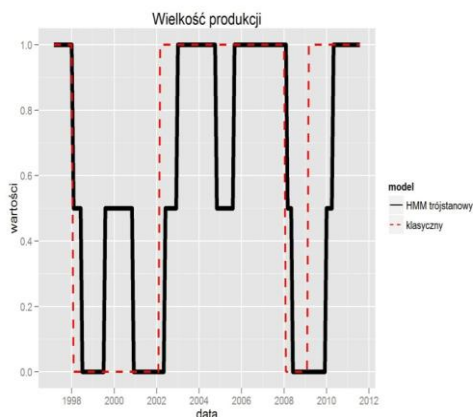
Rysunek 22. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o portfel zamówień eksportowych (pytanie 3) z szeregiem referencyjnym klasycznym



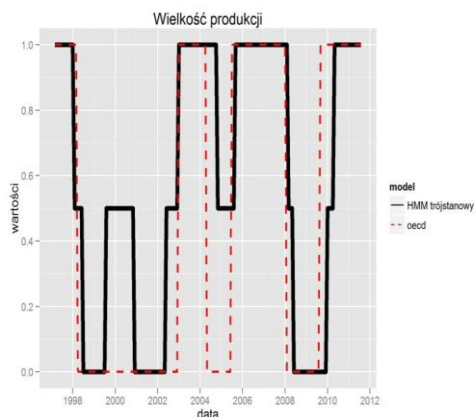
Rysunek 23. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o poziom zapasów produkowanych wyrobów (pytanie 4) z szeregiem referencyjnym klasycznym



Rysunek 24. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o poziom zatrudnienia (pytanie 6) z szeregiem referencyjnym klasycznym



Rysunek 25. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (pytanie 1) z szeregiem referencyjnym klasycznym



Rysunek 26. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (pytanie 1) z szeregiem referencyjnym OECD

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IRG SGH, OECD i Drozdowicz-Bieć (2008).

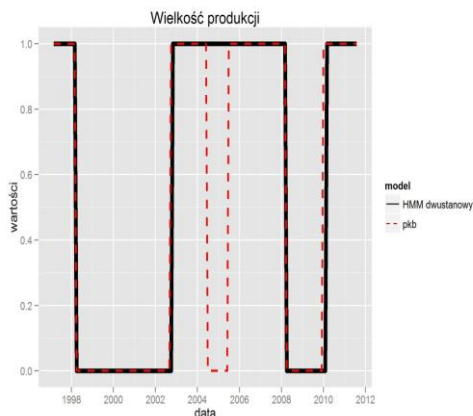
Pojawienie się stanu $\frac{1}{2}$ w najbardziej prawdopodobnej ścieżce może być interpretowane jako sygnał o nadchodzącej zmianie koniunktury. Okazuje się, że w pewnych sytuacjach trójstanowe HMM wyciedniej generują sygnały o zmieniającej się koniunkturze niż modele dwustanowe. Z sytuacją taką mamy do czynienia w przypadku cyklu klasycznego i pytań o poziom zatrudnienia (rysunki 16 i 24), wielkość produkcji (rysunki 11 i 15) oraz poziom zamówień ogółem (rysunki 12 i 21).

Przetworzone przez HMM informacje z ankiet odnosimy również do wielkości realnych. Najbardziej prawdopodobne ścieżki dla dwu- i trójstanowych modeli HMM porównujemy z datowaniami górnych i dolnych punktów zwrotnych składnika cyklicznego PKB i składnika cyklicznego produkcji dokonanyymi w pracy Adamowicz i in. (2012). W przypadku datowań kwartalnych PKB przypisaliśmy wartość 1 wszystkim miesiącom kwartału, w którym wystąpił górny punkt zwrotny w szeregu referencyjnym (o częstotliwości miesięcznej), a wartość 0 tym, w których wystąpił dolny punkt zwrotny (rysunki 27-32). Stosunkowo najlepszym dopasowaniem do szeregu referencyjnego PKB charakteryzują się wielkość produkcji (rysunki 27 i 28), portfel zamówień ogółem (rysunki 29 i 30) oraz portfel zamówień eksportowych. W każdym z wymienionych przypadków trójstanowe HMM wydają się generować bardziej adekwatne sygnały. Z analogiczną sytuacją mamy do czynienia, porównując model odpowiadający wielkości produkcji z szeregiem referencyjnym uzyskanym ze składnika cyklicznego produkcji (rysunki 31 i 32). Także w tym przypadku model trójstanowy daje lepsze dopasowanie niż model dwustanowy.

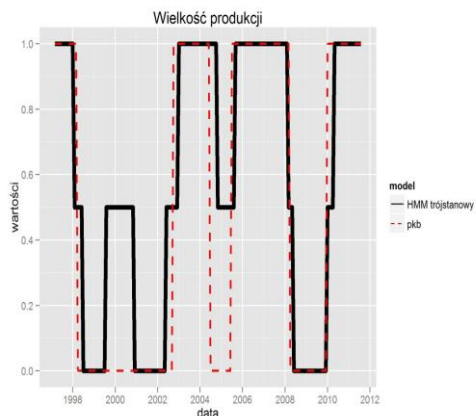
5. Wnioski

Algorytm Viterbiego stanowi obiecujące narzędzie analizy szeregów powstałych na podstawie wyników testu koniunktury. Wstępne porównanie prawdopodobieństw przefiltrowanych wyznaczonych w pracy Skrzypczyńskiego (2008) z wyznaczonymi przez nas najbardziej prawdopodobnymi ścieżkami dwustanowych modeli HMM nasuwają przypuszczenie, że te dwie metody mogą prowadzić do różnych wyników. Są to ustalenia wstępne, wymagające dalszych badań.

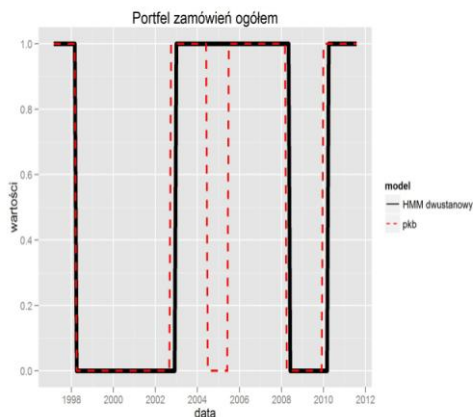
Wyniki testu koniunktury w przemyśle IRG SGH zdają się dobrze dopasowywać do wyników analiz koniunktury pochodzących z innych badań. Sygnały o zmianie koniunktury pojawiają się jednak z pewnym opóźnieniem.



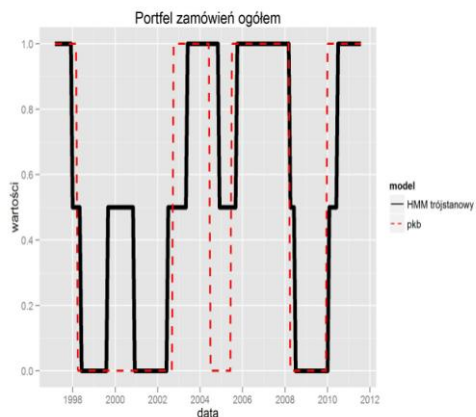
Rysunek 27. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (pytanie 1) z szeregiem referencyjnym PKB



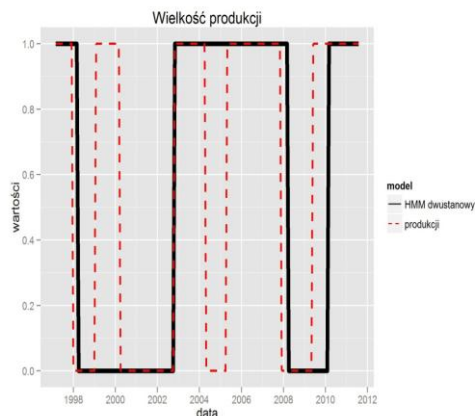
Rysunek 28. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (pytanie 1) z szeregiem referencyjnym PKB



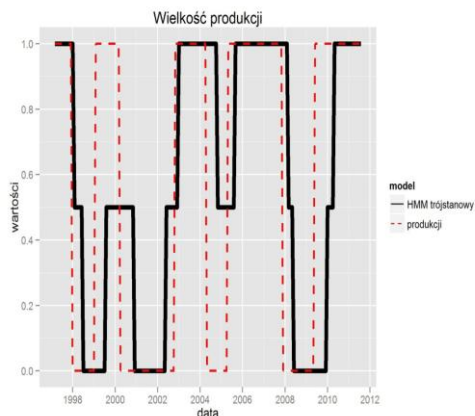
Rysunek 29. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o portfel zamówień ogółem (pytanie 2) z szeregiem referencyjnym PKB



Rysunek 30. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o portfel zamówień ogółem (pytanie 2) z szeregiem referencyjnym PKB



Rysunek 31. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki dwustanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (pytanie 1) z szeregiem referencyjnym produkcji



Rysunek 32. Porównanie najbardziej prawdopodobnej ścieżki trójstanowego HMM dla szeregu sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji (pytanie 1) z szeregiem referencyjnym produkcji

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych IRG SGH, OECD i Adamowicz i in. (2012).

Z cyklem odchyleń zdają się współgrać przetworzone przez dwustanowe HMM szeregi sald odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji i poziom zapasów. Punkty zwrotne w cyklu klasycznym zdają się być dobrze sygnalizowane przede wszystkim przez szeregi sald odpowiedzi na pytanie o sytuację finansową przedsiębiorstwa i ocenę sytuacji gospodarki polskiej, a najslabiej – przez szereg zero-jedynkowy sald odpowiedzi na pytanie o ceny produkowanych wyrobów. Stosunkowo najlepsze dopasowanie do szeregu referencyjnego PKB wykazują przetworzone przez dwustanowe HMM szeregi sald pytań o wielkość produkcji, portfel zamówień ogółem i portfel zamówień eksportowych.

Wprowadzenie trójstanowych modeli HMM wzbogaca analizę i może poprawić identyfikację punktów zwrotnych cyklu koniunkturalnego na podstawie wyników badań ankietowych.

Literatura

Abberger K., Nierhaus W., *Markov-switching and the Ifo business climate: The Ifo business cycle traffic lights*, „Journal of Business Cycle Measurement and Analysis”, nr 2, 2010

- Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K., *Wahania cykliczne w Polsce i strefie euro*, „Prace i materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, nr 89, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2012
- Cappé O., Moulines E., Rydén T., *Inference in hidden Markov models*, Springer Series in Statistics, 2005
- Cleveland R. B., Cleveland W. S., McRae J. E., Terpenning I., *STL: A seasonal-trend decomposition procedure based on loess*, „Journal of Official Statistics”, vol. 6, 1990
- Drozdowicz-Bieć M., *Cykle i wskaźniki koniunktury*, Poltext, Warszawa 2012
- Drozdowicz-Bieć M., *Od recesji do boomu. Wahania cykliczne polskiej gospodarki 1990-2007*, w: „Koniunktura gospodarcza – 20 lat doświadczeń Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, pr. zb. pod red. E. Adamowicz, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, Oficyna Wydawnicza SGH, Warszawa 2008
- Hamilton J. D., *Time series analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey 1994
- Rabiner L. R., *A tutorial on hidden Markov models and selected applications in speech recognition*, „Proceedings of the IEEE”, vol. 77, 1989
- Skrzypczyński G., *Wykorzystanie ukrytych modeli Markowa do wyznaczania punktów zwrotnych koniunktury na podstawie danych ankietowych*, praca niepublikowana, badanie statutowe Instytut Ekonometrii SGH, Warszawa 2008
- Viterbi A., *Error bounds for convolutional codes and an asymptotically optimum decoding algorithm*, „IEEE Transactions on Information Theory”, vol. 13, 1967

Sławomir Dudek[±], Tomasz Zająć[†]

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

[±] Instytut Rozwoju Gospodarczego, Szkoła Główna Handlowa

[†] Kolegium Analiz Ekonomicznych, Szkoła Główna Handlowa

Sławomir Dudek[±], Tomasz Zająć[†]

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

[±] Research Institute for Economic Development, Warsaw School of Economics

[†] 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 (sald) 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 punktów¹. 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 $\frac{2}{9}$,

¹ 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 samochodowym² z wagą $\frac{1}{9}$.

Z wyjątkiem badania w przemyśle, które jest badaniem miesięcznym, badania są prowadzone z częstotliwością kwartalną. Choć wskaźniki kwortalne 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).

² 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 poszczególnych równań 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.

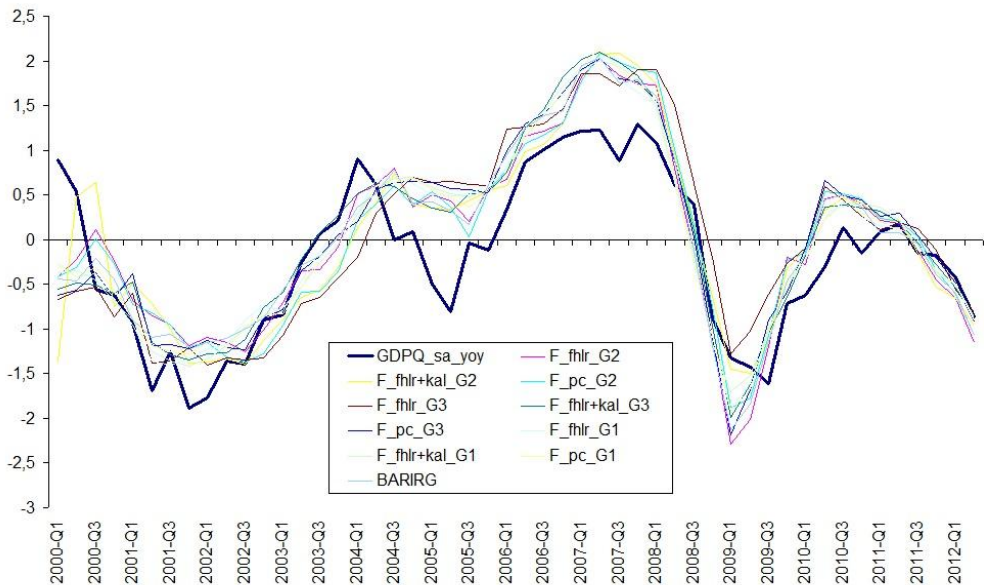
4.1. Zidentyfikowane czynniki wspólne

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_fhnr_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_fhnr_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
Rolnictwo				
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	-	-
Banki				
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				

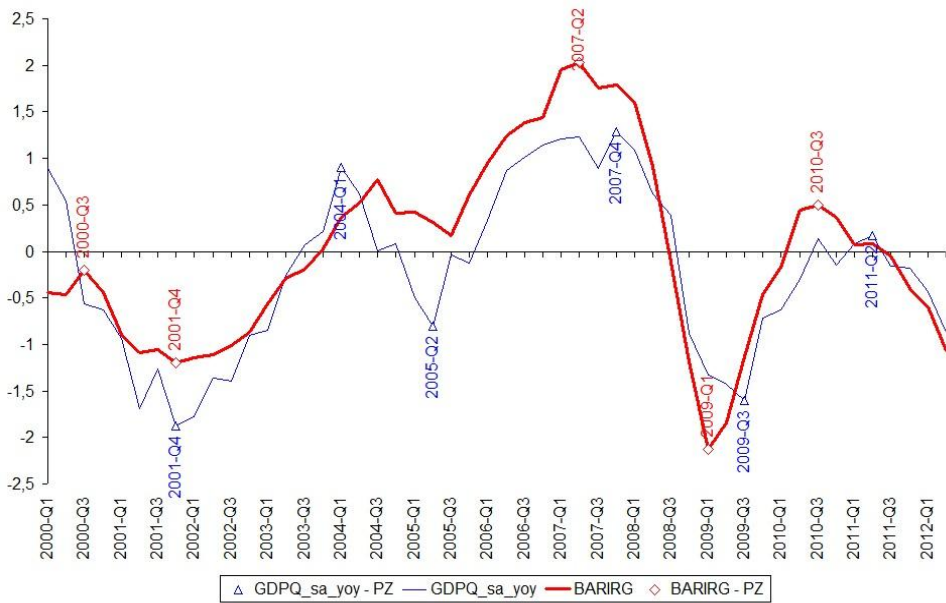
KGD.F	Wskaźnik kondycji gospodarstw domowych	-	-	x
KGD.Q1.S	Sytuacja finansowa - stan	x	-	-
KGD.Q2.F	Sytuacja finansowa - prognoza	x	x	-
KGD.Q3.S	Ogólna sytuacja gospodarcza - stan	x	-	-
KGD.Q4.F	Ogólna sytuacja gospodarcza - prognoza	x	x	-
KGD.Q5.S	Poziom cen - stan	x	-	-
KGD.Q6.F	Inflacja - prognoza	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	-	-
Handel				
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	-	-

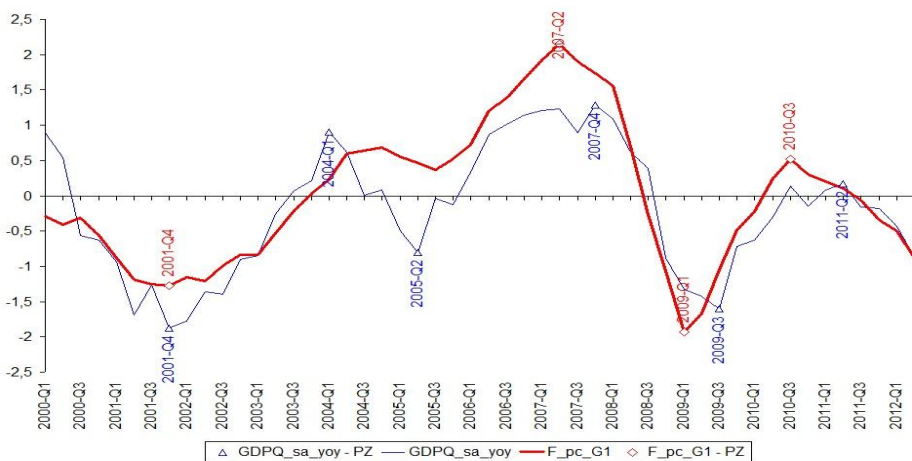
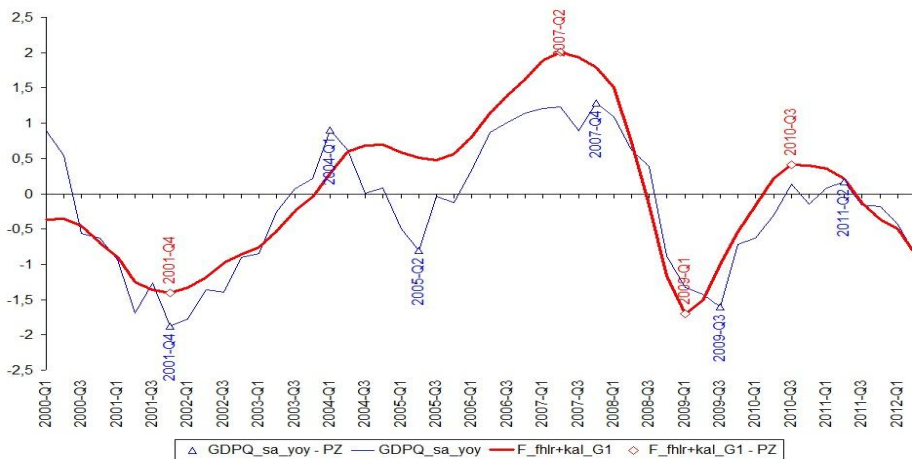
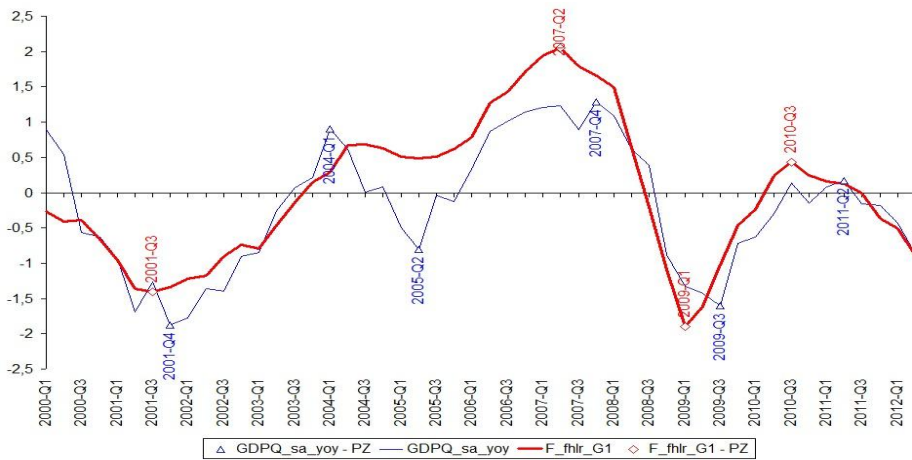
TRD.Q5.F	Zakupy produktów zagranicznych - prognoza	x	x	-
TRD.Q6.S	Zatrudnienie w przedsiębiorstwie - stan	x	-	-
TRD.Q6.F	Zatrudnienie w przedsiębiorstwie - prognoza	x	-	-
TRD.Q8.S	Konkurencja dla przedsiębiorstwa - stan	x	-	-
TRD.Q8.F	Konkurencja dla przedsiębiorstwa - prognoza	x	-	-
TRD.Q9.S	Ilość towarów 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.

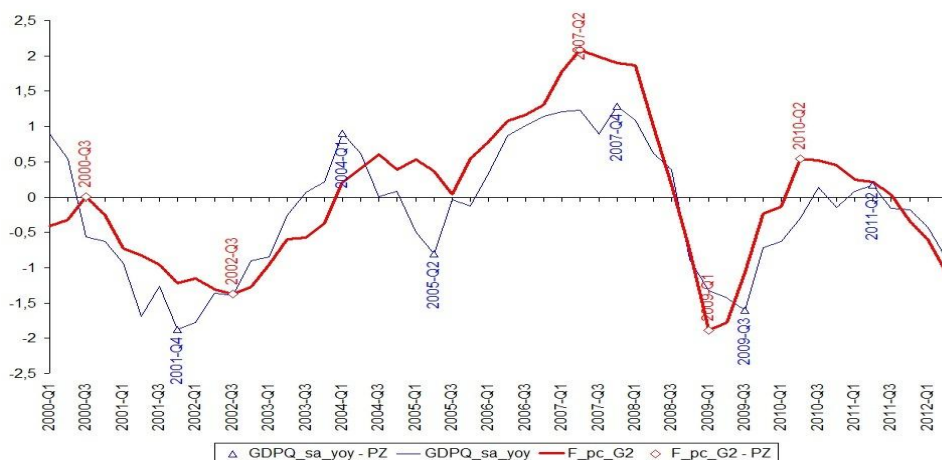
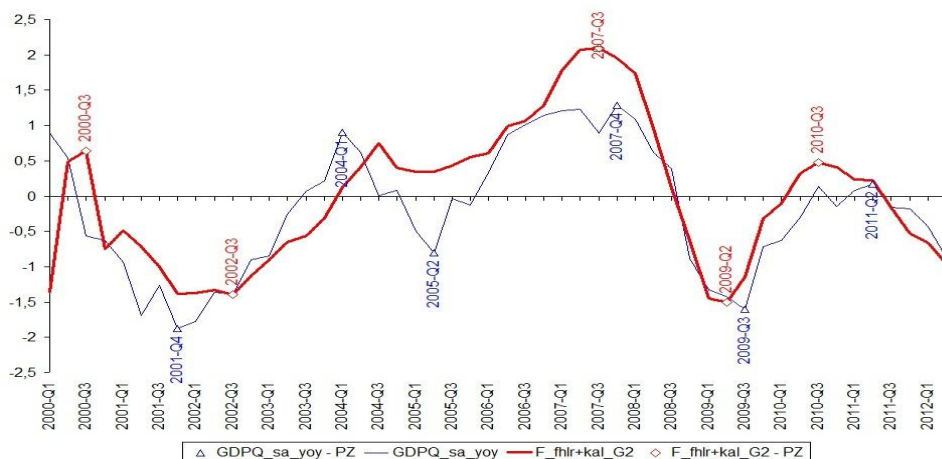
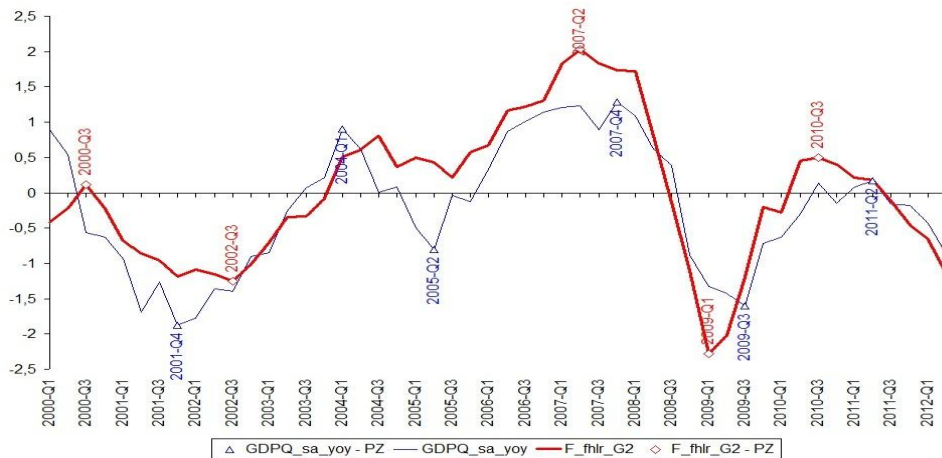
Załącznik 2. Wykresy



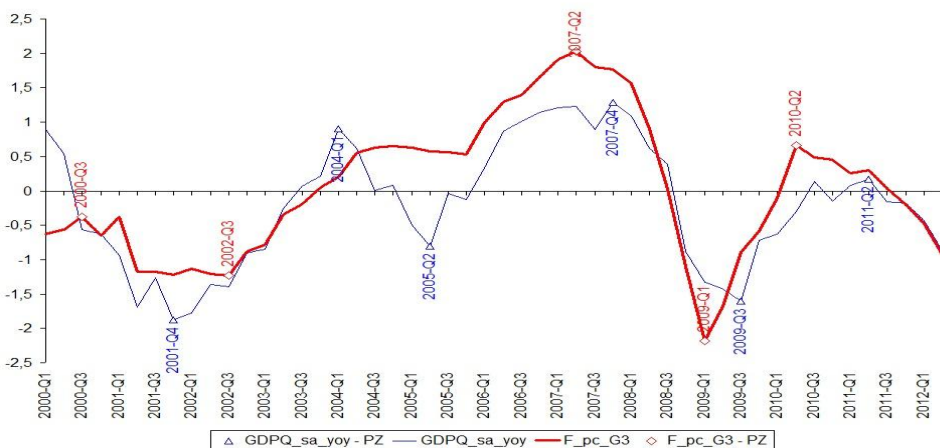
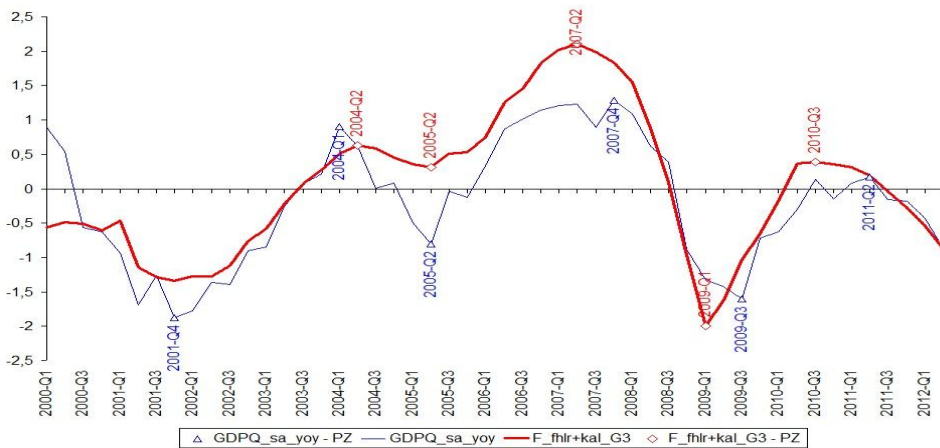
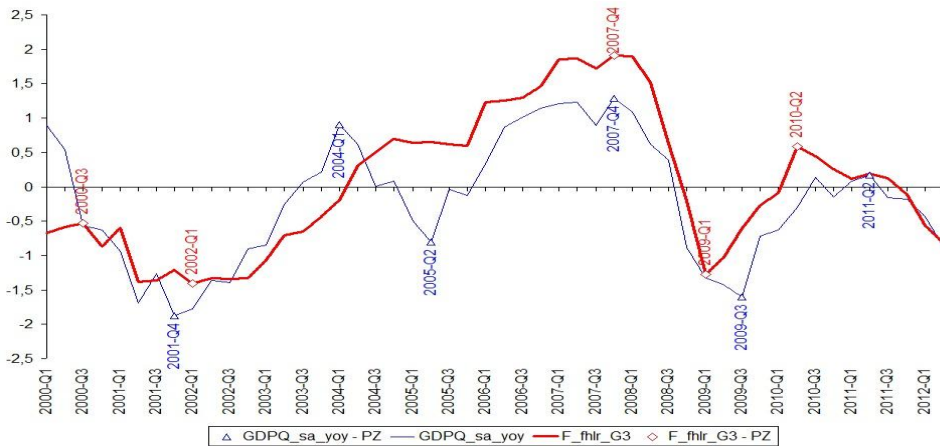
Rysunek 2. Barometr IRG SGH



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

Bartosz Olesiński[±]

Propozycja prostego, wyprzedzającego wskaźnika koniunktury w przemyśle

Streszczenie

W artykule podejmuje się próbę opracowania prostego, wyprzedzającego barometru koniunktury dla produkcji przemysłu przetwórczego w Polsce na podstawie danych z badań koniunktury z lat 1997-2012 i zbadania jego zdolności prognostycznej. Przy doborze wag dla poszczególnych komponentów wskaźnika wykorzystano metodę głównych składowych. Proponowany wskaźnik trafnie prognozuje niedalekie wystąpienie punktów zwrotnych w przebiegu indeksu produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego i barometru koniunktury IRG SGH. Pomimo pewnych zastrzeżeń, przeprowadzona analiza wykazała użyteczność metody głównych składowych w konstruowaniu tego typu wskaźników.

Słowa kluczowe: cykl koniunktury, przetwórstwo przemysłowe, metoda głównych składowych

Kody klasyfikacji JEL: E23, E37

[±] Studium magisterskie, Szkoła Główna Handlowa

Bartosz Olesiński[‡]

Proposition of a Simple Leading Industrial Confidence Indicator

Abstract

The paper proposes a simple leading indicator for manufacturing in Poland based on business survey data data of 1997-2012 and tests for its forecasting capability. Principal components analysis (PCA) was used to compute weights for series to compose the indicator which proved to be efficient in forecasting forthcoming turning points of the sold manufacturing production index, as well as the RIED WSE composite indicator for the Polish economy. Our analysis has proved that, in spite of some drawbacks, PCA might be useful for further construction of this type of indicators.

Keywords: business cycle, manufacturing, principal components analysis

JEL classification: E23, E37

[‡] MSc studies, Warsaw School of Economics

1. Wprowadzenie

Badanie zmienności produkcji przemysłowej, która odpowiada za znaczącą część wahań PKB, pozwala stwierdzić, w jakiej kondycji znajduje się gospodarka i jak sytuacja może kształtować się w przyszłości. Inaczej mówiąc, badanie koniunktury w przemyśle umożliwia badanie przebiegu cyklu koniunkturalnego. Posiadanie wyprzedzającej wiedzy w tej kwestii ma kluczowe znaczenie dla polityki gospodarczej, bowiem jej narzędzia działają z opóźnieniem; w przypadku polityki pieniężnej mówi się nawet o 18 miesiącach. Z kolei w przypadku polityki fiskalnej mamy do czynienia z ograniczeniem w postaci organów legislacyjnych, które również działają z opóźnieniem.

W takiej sytuacji użyteczne mogą być tzw. wskaźniki wyprzedzające koniunktury, które mają za zadanie przewidywać niedalekie wystąpienie punktów zwrotnych. Celem niniejszej pracy jest zaproponowanie prostego wskaźnika wyprzedzającego koniunktury w przetwórstwie przemysłowym na podstawie danych pochodzących z badań koniunktury prowadzonych przez Instytut Rozwoju Gospodarczego SGH. Chcemy zarazem sprawdzić, w jakim stopniu czysto statystyczna metoda doboru wag – drogą analizy głównych składowych (*principal components analysis*, PCA) dla poszczególnych zmiennych – umożliwia opracowanie niewadliwych wskaźników. Z tego powodu porównywane są wskazania zaproponowanego barometru z trzema szeregami referencyjnymi: indeksem produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego, barometrem IRG SGH i szeregiem będącym miarą odpowiedzi na następujące pytanie zadane przedsiębiorcom: czy produkcja wzrosła?

2. Metody

2.1. Analiza głównych składowych

W badaniach koniunktury duże znaczenie ma przypisanie odpowiednich wag poszczególnym zmiennym. Użytecznym narzędziem może być tutaj PCA, która pozwala na takie przedstawienie zbioru danych, by informacja w nim zawarta mogła być zadowalająco opisana przez ograniczoną liczbę zmiennych. W tym celu oblicza się wartości własne i związane z nimi wektory własne macierzy korelacji odpowiednio przekształconego zestawu danych. Każdy wektor własny zawiera odpowiedniki wag, za pomocą których wyznacza się kombinacje liniowe wszystkich wyjściowych zmiennych, otrzymując dokładnie taką samą liczbę nowych zmiennych, tzw. głównych składowych. Każdej głównej składowej odpowiada wartość własna równa jej wariancji, przy czym wartości własne

uporządkowane są malejąco. Oznacza to, że pierwsza główna składowa opisuje największą część wariacji całego zestawu danych, druga – odpowiednio mniejszą część itd. Pierwsza główna składowa opisuje zazwyczaj ogromną większość wariacji wyjściowego zestawu danych, co stwarza możliwość syntezy, pod postacią kilku zmiennych, wariacji nawet bardzo dużych zestawów danych. Należy jednak zaznaczyć, że główne składowe mają charakter ateoretyczny, nie mogą mieć bezpośredniej interpretacji ekonomicznej.

W pracy wykorzystano bezpośrednią implementację PCA z literatury (Baranowski i in., 2010; Greene, 2012) w pakiecie GNU R (R Development Core Team, 2011), jednak próby wykazały, że identyczną strategię implementacji zastosowano w pakiecie GNU Gretl (brak dokładnego opisu w dokumentacji pakietu). Metoda ta była już wykorzystywana w badaniach koniunktury. Przykładowo, Altissimo i in. (2001) używają PCA do oceny bieżącego stanu koniunktury w całej strefie euro. W niniejszej pracy proponuje się krok dalej, tj. wygenerowanie jednej głównej składowej, której wahania wyprzedzają koniunkturę w polskim przemyśle.

2.2. Dobór danych do barometru

Zgodnie z hipotezą racjonalnych oczekiwań (Frydman i Goldberg, 2009), podmioty ekonomiczne, najprościej mówiąc, trafnie wnioskuje co do zmian w gospodarce realnej. Dotyczy to zarówno ocen stanu bieżącego jak i prognoz, co może stanowić podstawę teoretyczną dla wykorzystania badań ankietowych w poznawaniu obecnego i przyszłego stanu koniunktury. Testy koniunktury umożliwiają również pozyskiwanie szybkiej i aktualnej informacji na temat procesów ekonomicznych (Adamowicz i Walczyk, 2012), co ma szczególne znaczenie w budowie wskaźników wyprzedzających. W niniejszej pracy zdecydowano się na wybór jedynie tych zmiennych, które badane są z częstotliwością miesięczną, tj. opisujących koniunkturę w przetwórstwie przemysłowym.

Odpowiedzi na pytania o zamówienia ogółem i zamówienia eksportowe wydają się być naturalnym źródłem informacji o stanie przyszłej koniunktury, jako że wzrost lub spadek zamówień zapowiada wzrost lub spadek przyszłej produkcji. Również odpowiedź na pytanie o ogólną sytuację gospodarki stanowi dobre źródło informacji na temat produkcji przemysłowej. Z kolei sytuacja finansowa przedsiębiorstwa (rozumiana jako pewne przybliżenie zysku krańcowego), jak i poziom zapasów, są standardowymi składnikami wyprzedzających wskaźników koniunktury (Drozdowicz-Bieć, 2010). Zestaw zmiennych uzupełniają salda zatrudnienia i produkcji.

Każde z pytań w teście koniunktury występuje w dwóch wariantach: jak sytuacja kształtuje się obecnie (wykorzystano wszystkie wspomniane pytania poza pytaniem o zatrudnienie, bowiem bieżące zatrudnienie jest typową zmienną opóźnioną) oraz jak będzie się kształtowała w przyszłości (wykorzystano odpowiedzi na wszystkie ww. pytania testu koniunktury). Dane pochodzą z okresu marzec 1997 – kwiecień 2012 r. (po 182 obserwacje).

Wstępna obróbka danych polegała na policzeniu sald odpowiedzi – odpowiedź sygnalizująca poprawę sytuacji uzyskała wagę 1, odpowiedzi sygnalizującej pogorszenie sytuacji nadano wagę -1, zaś odpowiedź sygnalizująca brak zmian (lub odpowiedź „nie dotyczy”) otrzymała wagę 0. W ten sposób uzyskano szeregi czasowe podsumowane w tabeli 1. Surowe szeregi składowe zostały wygładzone metodą TRAMO/SEATS o standardowych parametrach. Usunięto w ten sposób sezonowość, obserwacje nietypowe i wyeliminowano efekty kalendarzowe. W tym celu użyto programu Demetra 2.2, który umożliwia automatyczne wygładzanie wielu szeregów czasowych jednocześnie.

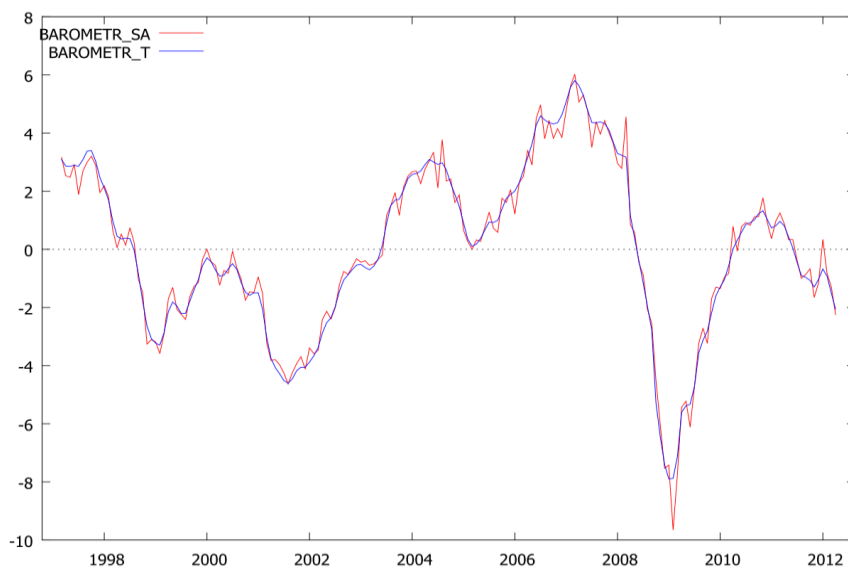
Tabela 1. Zmienne użyte w PCA (dane z testu koniunktury IRG SGH)

Szereg	Zmienna stanu	Zmienna przewidywań
wielkość produkcji	S_PROD (nie wchodzi do barometru)	P_PROD
portfel zamówień ogółem	S_ZAM	P_ZAM
portfel zamówień eksportowych	S_ZAM_EKSP	P_ZAM_EKSP
zapasy produkowanych wyrobów	S_ZAP	P_ZAP
poziom zatrudnienia	-	P_ZATR
sytuacja finansowa przedsiębiorstwa	S_FIN	P_FIN
ogólna sytuacja gospodarki polskiej	S_GOSP	P_GOSP

Źródło: opracowanie własne.

3. Obliczenie głównych składowych

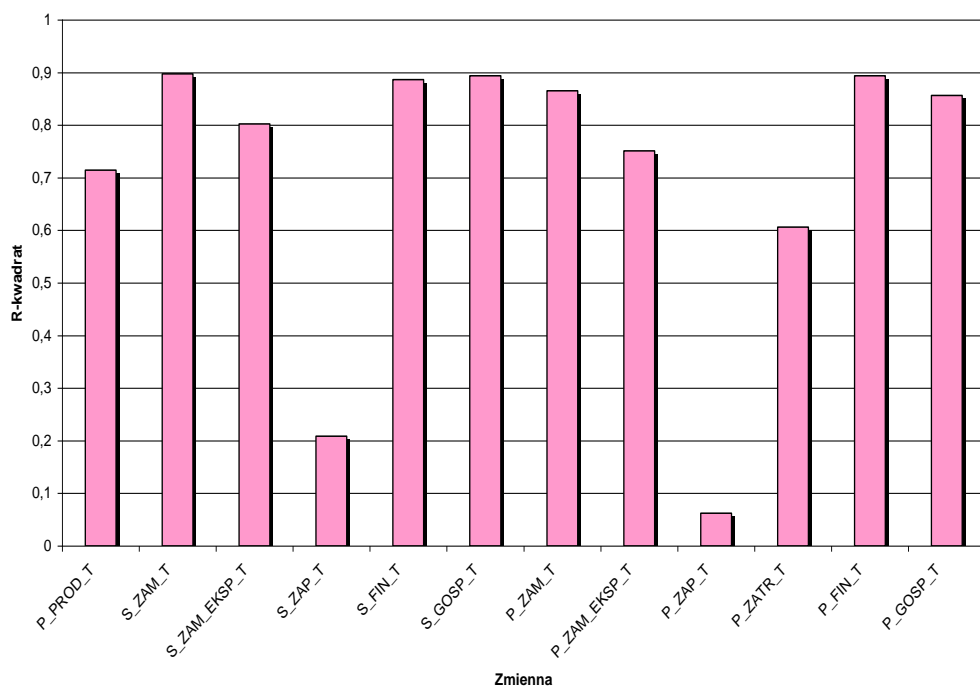
Do budowy barometru zastosowano dwie wersje szeregów: oczyszczone sezonowo ze składnikiem losowym (BAROMETR_SA) i oczyszczone sezonowo bez składnika losowego (BAROMETR_T) (szeregi w drugiej wersji są porównywane z barometrem IRG). Wyniki PCA pokazały, że już pierwsze główne składowe w sposób zadowalający przybliżają zmienność pełnego zestawu danych. W przypadku wskaźnika w pierwszej wersji, tj. ze składnikiem nieregularnym, pierwsza główna składowa oddawała 68,47 % całej wariancji, zaś po usunięciu czynnika losowego pierwsza główna składowa odpowiadała za 70,32 % całej wariancji (patrz rysunek 1). Ich analiza jakościowa wskazuje, że w 1998 roku mieliśmy do czynienia ze szczytem dobrej koniunktury, ale też ze znacznym przegrzaniem gospodarki, co objawia się odpowiednim spadkiem koniunktury w przemyśle. Widoczne jest chwilowe osłabienie koniunktury po 2004 r., a także ostatni bum i jego zakończenie w postaci kryzysu finansowego lat 2007 i 2008. Warto odnotować, że oba barometry wskazują na osłabienie koniunktury już w 2007 r., czyli przed upadkiem Lehman Brothers. Na początku 2009 r. gospodarka osiąga dolny punkt zwrotny. Faza wzrostowa trwa krótko. Z początkiem 2011 roku przemysł przetwórczy wkracza w kolejną fazę spadkową, nieujawnioną jeszcze wówczas w danych ilościowych (PKB).



Rysunek 1. Barometr ze składnikiem nieregularnym (SA) i bez (T)

Źródło: opracowanie własne.

W celu zbadania, jak poszczególne zmienne wyjściowe wpływają na zmienność barometru, obliczono współczynniki R-kwadrat dla regresji prostej każdej zmiennej względem barometru (bez składnika nieregularnego, metoda stosowana przez Kotłowski, 2007). Wyniki tych obliczeń prezentuje rysunek 2. Jak się okazuje, metoda PCA przypisuje niewielkie znaczenie zapasom (dla zmiennej S_ZAP_T, R-kwadrat równe jest ok. 0,21, zaś dla zmiennej P_ZAP_T ok. 0,06), które uważa się za bardzo wrażliwe na zmiany koniunktury (Drozdowicz-Bieć, 2010). W pozostałych przypadkach R-kwadrat jest wyższe od 0,7, zbliżając się do 0,9 dla stanu zamówień (S_ZAM_T), sytuacji finansowej (S_FIN_T), ogólnej sytuacji w gospodarce (S_GOSP_T), oraz dla prognozy zmian ogólnej sytuacji w gospodarce (P_GOSP_T). Warto również zauważyć, że w przypadku oczekiwań co do przyszłej produkcji (P_PROD_T), R-kwadrat nie jest najwyższy spośród wszystkich zmiennych wchodzących w skład barometru.



Rysunek 2. Współczynniki R-kwadrat pochodzące z regresji składowych szeregów względem pierwszej głównej składowej (wariant bez składnika nieregularnego)

Źródło: opracowanie własne.

W ramach PCA obliczono również drugą główną składową w obu wariantach, jednak w żadnym przypadku nie wniosła ona użytecznej informacji jakościowej.

4. Jakościowa analiza porównawcza

W celu zweryfikowania wskazań naszego barometru (w wersji pozbawionej składnika nieregularnego, czyli BAROMETR_T), wykorzystano trzy szeregi referencyjne, z których najważniejszy jest indeks produkcji sprzedanej przetwórstwa przemysłowego w cenach stałych z 2005 r. (dane Eurostat) ze względu na fakt, że ma on charakter ilościowy (próba od stycznia 2000 r. do kwietnia 2012 r.). Pozostałe szeregi referencyjne, czyli saldo stanu produkcji S_PROD_T (próba jak w przypadku wskaźnika), oraz barometr IRG SGH (próba od stycznia 1999 r. do kwietnia 2012 r.) pełniły funkcję pomocniczą z racji tego, że mają one charakter jakościowy.

W związku z tym, że każdy z tych szeregów ma inną skalę zmienności, dokonano standaryzacji wartości każdego z nich wg formuły:

$$x_{std}(t) = \frac{x(t) - m}{\sigma}, \quad (1)$$

gdzie:

$x_{std}(t)$ to wartość zestandaryzowana,

$x(t)$ to wyjściowa wartość szeregu,

m to średnia,

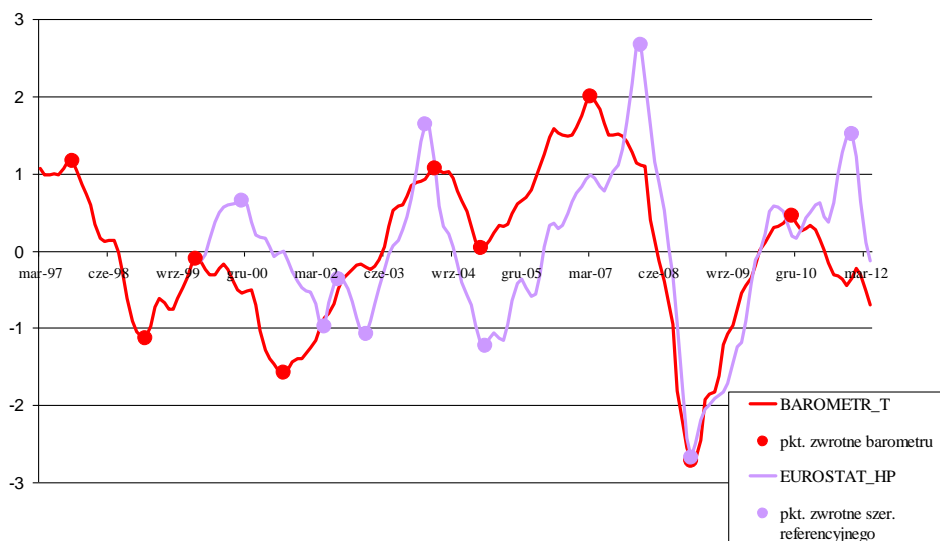
a σ to odchylenie standardowe dla całego przebiegu szeregu.

Taka formuła umożliwia analizę jakościową, przede wszystkim zaś porównanie wzajemnego położenia punktów zwrotnych, które są przedmiotem największego zainteresowania badaczy koniunktury. Same punkty zwrotne zostały zlokalizowane techniką Bry-Boschan ($k=5$), której zastosowanie było ułatwione ze względu na zastosowanie szeregów pozbawionych składnika nieregularnego i sezonowości.

Rysunek 3 zestawia BAROMETR_T z pierwszym szeregiem referencyjnym, EUROSTAT_HP, którym jest komponent cykliczny indeksu produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego wg Eurostat¹, wyznaczony za pomocą filtra Hodricka-Prescotta ($\lambda=14400$). Pięć z siedmiu punktów

¹ Szereg został uprzednio oczyszczony z wahań sezonowych i przypadkowych przez Eurostat.

zwrotnych szeregu referencyjnego było wyprzedzanych przez BAROMETR_T, z wyprzedzeniami sięgającymi od 8 do nawet 13 miesięcy (dolny punkt zwrotny w 2005 r. był sygnalizowany z 1-miesięcznym wyprzedzeniem). W jednym przypadku – w 2004 r. – barometr jest opóźniony względem indeksu ilościowego, a punkty zwrotne obu szeregów występują w tym samym momencie tylko na początku 2009 r. Wyniki te sugerują, że proponowany barometr może z bardzo dużym wyprzedzeniem sygnalizować nadchodzącą zmianę koniunktury.



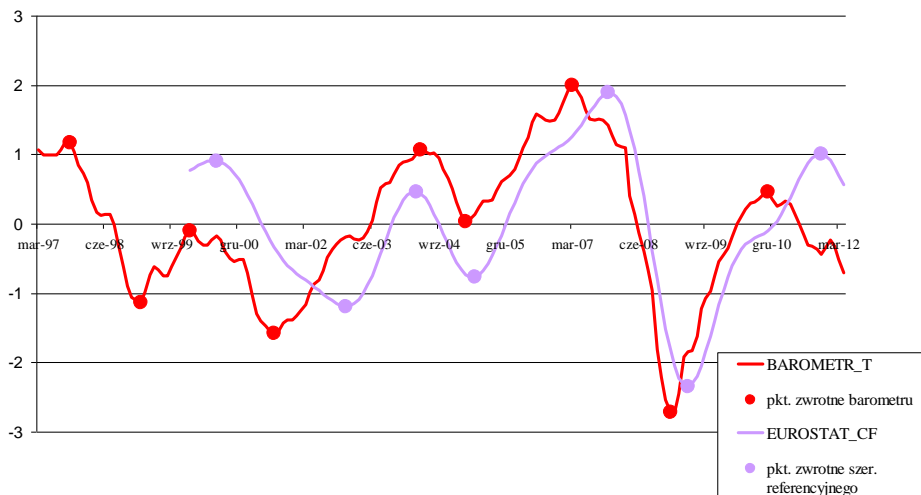
Rysunek 3. Porównanie barometru z szeregiem EUROSTAT_HP

Źródło: opracowanie własne.

Szereg referencyjny został wyznaczony alternatywnie za pomocą filtra Christiano-Fitzgeralda (EUROSTAT_CF, 18-120 miesięcy). Jak się okazało, 6 z 7 punktów zwrotnych zmiennej referencyjnej było sygnalizowanych przez BAROMETR_T z wyprzedzeniem sięgającym nawet niemal półtora roku (rysunek 4). Tylko jeden punkt zwrotny (w 2004 roku) był opóźniony. Proponowany barometr wypada zatem lepiej przy zastosowaniu tej metody ekstrakcji czynnika cyklicznego. Ta wrażliwość uzyskanych wyników na metodę filtracji każe podchodzić z dużą ostrożnością do oceny zdolności prognostycznych barometru.

Jednym z szeregów pomocniczych służących do przetestowania zdolności prognostycznych barometru jest zmienna S_PROD_T, będąca saldem odpowiedzi przedsiębiorców na temat aktualnych zmian produkcji

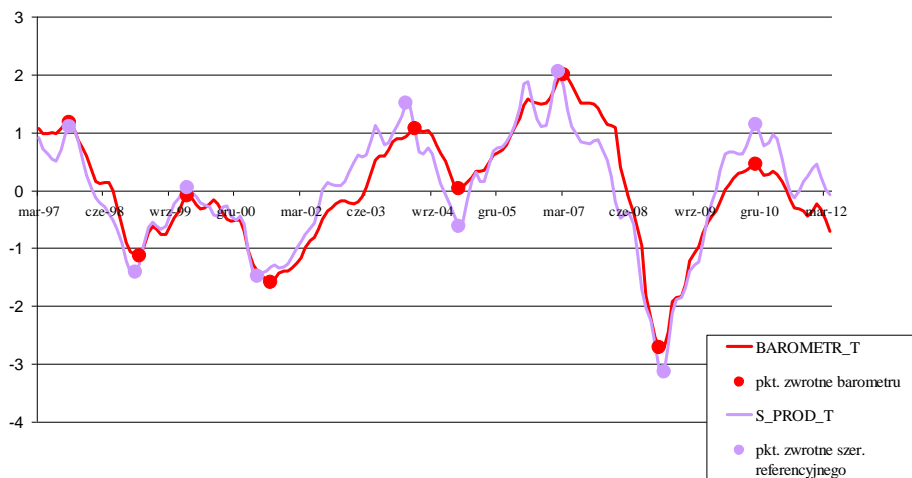
przetwórczej. W czterech przypadkach z dziewięciu barometr jest równoległy i w aż czterech opóźniony względem punktów zwrotnych szeregu referencyjnego (w połowie 2001 roku opóźnienie to wynosi 3 miesiące). Tylko na początku 2009 r. nasz wskaźnik wyprzedzał zmienną S_PROD_T, o jeden miesiąc. Chociaż barometr nie jest zdominowany przez ten szereg, wynik ten wskazuje, że konieczna może być dalsza kalibracja proponowanego wskaźnika.



Rysunek 4. Porównanie barometru z szeregiem EUROSTAT_CF

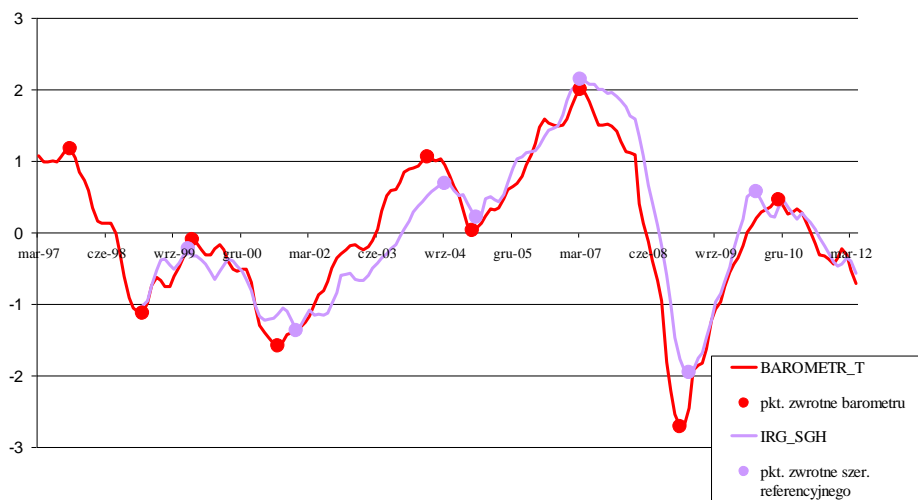
Źródło: opracowanie własne.

Ostatnią ze zmiennych referencyjnych jest barometr IRG SGH (IRG_SGH). Opisuje on koniunkturę w całej gospodarce, wobec czego jego punkty zwrotne nie są, w gruncie rzeczy, porównywalne z punktami zwrotnymi naszego wskaźnika. Umożliwia on jednak wstępne zbadanie zdolności proponowanego szeregu do przewidywania sytuacji w całej gospodarce. Jak wykazała analiza jakościowa, BAROMETR_T wyprzedza punkty zwrotne szeregu IRG_SGH w czterech przypadkach na siedem, przy czym największe wyprzedzenie wyniosło cztery miesiące (w 2004 r.). Opóźniony był dwukrotnie: na przełomie lat 1999-2000, a także w drugiej połowie 2010 r. (o 5 miesięcy). Punkty zwrotne obu szeregów pokrywają się w marcu 2007 r., przed wybuchem światowego kryzysu finansowego.



Rysunek 5. Porównanie barometru z szeregiem S_PROD_T

Źródło: opracowanie własne.



Rysunek 6. Porównanie barometru z szeregiem IRG_SGH

Źródło: opracowanie własne.

5. Podsumowanie

Analiza jakościowa proponowanego wskaźnika koniunktury – w porównaniu z szeregi referencyjnymi – wykazała, że może on być skuteczny w prognozowaniu przyszłych zmian koniunktury w przemyśle przetwórczym i całej gospodarce. Należy jednak zwrócić uwagę, że barometr nie jest równie skuteczny w prognozowaniu punktów zwrotnych szeregu S_PROD_T. Jednocześnie, analiza współczynników R-kwadrat dla regresji składowych względem wskaźnika złożonego nakazuje podchodzić z rezerwą do samej struktury wskaźnika, która nie ma charakteru typowego dla barometrów koniunktury (m.in. na niewielki udział składowej zapasów).

Wyniki te sugerują, że – z jednej strony – PCA może być stosowana do konstruowania szeregów składających się z wielu zmiennych, co umożliwi pominięcie etapu ich pośredniej agregacji. Z drugiej jednak strony, analiza pokazała, że posługując się czysto statystyczną metodą doboru składowych barometru, pojawia się konieczność jakościowej interwencji eksperckiej w różnych stadiach obliczeń w celu zwiększenia zdolności prognostycznych.

Literatura:

- Adamowicz E., Walczyk K., *Koniunktura w przemyśle*, Instytut Rozwoju Gospodarczego, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2012 (kwiecień)
- Altissimo F., Bassanetti A., Cristadoro R., Forni M., Lippi M., Reichlin L., Veronese G, *A real time coincident indicator*, w: *Temi di discussione del servizio studi*, Banca d'Italia, nr 436, Rzym 2001 (grudzień)
- Baranowski P., Leszczyńska A., Szafranski G., *Krótkookresowe prognozowanie inflacji z użyciem modeli czynnikowych*, „Bank i Kredyt”, vol. 41, nr 4, 2010, s. 23-44
- Drozdowicz-Bieć M., *Sztuka prognozowania punktów zwrotnych*, wywiad dla Obserwatora Finansowego, 2010, <http://www.obserwatorfinansowy.pl/2010/10/12/sztuka-prognozowania-punktow-zwrotnych> (3 czerwca 2012 r.)
- Frydman R., Goldberg M. D., *Ekonomia wiedzy niedoskonalej. Kurs walutowy i ryzyko*, przeł. Krawczyk M., Wydawnictwo Krytyki Politycznej, Warszawa 2009
- Greene W. H., *Econometric analysis*, Pearson, Nowy Jork 2012
- Kotłowski J., *Forecasting inflation with dynamic factor model – the case of Poland*, Warsaw School of Economics Working Paper, nr 24, Warszawa 2007

R Development Core Team, *R: A language and environment for statistical computing*, R Foundation for Statistical Computing, Wiedeń 2011 (<http://www.R-project.org/>)

Emilia Tomczyk[±]

Zróżnicowanie odpowiedzi respondentów testu koniunktury w świetle miar entropii

Streszczenie

Opracowanie prezentuje wyniki zastosowania empirycznej miary entropii rozkładu prawdopodobieństwa w celu oceny zawartości informacyjnej danych pochodzących z testu koniunktury Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH. Miary entropii wyznaczane są dla realizacji i oczekiwań wyrażanych w teście koniunktury, dla wszystkich pytań kwestionariusza kierowanego do przedsiębiorstw przemysłowych, w podziale na sektory własnościowe, klasy wielkości oraz sektor działalności wg klasyfikacji PKD.

Z przeprowadzonej analizy empirycznej wynika, że zastosowanie miar entropii statystycznej pozwala zróżnicować odpowiedzi respondentów w przekroju badanych zmiennych ekonomicznych (pytań testu koniunktury) oraz wielkości i sektora działalności przedsiębiorstwa. Szczególnie wysoka niepewność związana jest z pytaniami o wielkość produkcji, portfel zamówień ogółem i zamówień eksportowych, a najmniejsza – z pytaniem o ceny. Przedsiębiorstwa małe cechuje szczególnie wysoka niepewność związana z prognozowaniem i oceną bieżącej sytuacji finansowej, a przedsiębiorstwa duże – wysoka zmienność entropii, odzwierciedlająca znaczące wahania rozkładu odpowiedzi z miesiąca na miesiąc.

Słowa kluczowe: badania ankietowe, testy koniunktury, oczekiwania, entropia

Kod klasyfikacji JEL: C83, D84

[±] Instytut Ekonometrii, Szkoła Główna Handlowa

Emilia Tomczyk[±]

Differentiation of Business Tendency Survey Responses: Application of Measures of Entropy

Abstract

This paper presents results of application of statistical entropy to evaluate information content of business tendency surveys administered by the Research Institute for Economic Development, Warsaw School of Economics. Measures of entropy, corresponding to changes observed and predicted by the survey respondents, are calculated for all questions included in the monthly industrial survey, taking into account ownership structure, size, and industrial sector in which an enterprise operates.

Empirical results lead to conclusion that measures of statistical entropy allow to differentiate responses of industrial enterprises from the point of view of economic variables included in the questionnaire, size and industrial sector. Questions concerning size of production and number of domestic and export orders are associated with the highest uncertainty, and those pertaining to prices – with the lowest uncertainty. High uncertainty of forecasting and evaluating current financial situation is typical for small enterprises; variable entropy, reflecting significant changes in month-to-month distribution of survey answers, is typical for large firms.

Keywords: survey data, business tendency surveys, expectations, entropy

JEL classification: C83, D84

[±] Institute of Econometrics, Warsaw School of Economics

1. Wstęp

Czterdziesta rocznica powołania Instytutu Rozwoju Gospodarczego stwarza okazję do podsumowań, w tym podkreślenia różnorodności metod ilościowych, zastosowanych w tym czasie do analizy danych pochodzących z testu koniunktury. Do obszernej listy wykorzystanych dotąd metod formalnych, znajdującej swoje odzwierciedlenie w opracowaniach opublikowanych w „Pracach i Materiałach IRG SGH”, warto dołączyć obecne od niedawna w polskiej literaturze zastosowania miar entropii statystycznej do analizy rozkładu odpowiedzi respondentów testu koniunktury.

Druga zasada termodynamiki (prawo entropii) pojawiła się w głównym nurcie ekonomii za sprawą klasycznych prac Theila (1967) i Georgescu-Roegeny (1971). Opisane tam podstawy teorii entropii i propozycje jej zastosowań w kontekście ekonomicznym stały się inspiracją dla licznych prac, wśród których można wyróżnić dwa główne nurty. Pierwszy z nich obejmuje rozszerzenia i empiryczne zastosowania indeksu nierówności, zaproponowanego przez Theila, a wywodzącego się z definicji statystycznej entropii Shannona. Jego główna zaleta w porównaniu z bardziej popularnym indeksem Giniego polega na możliwości dezagregacji na zróżnicowanie międzygrupowe oraz wewnątrzgrupowe. Zastosowanie tego wskaźnika w ważnej książce Fostera i Sena (1997) zapewniło mu popularność nie tylko w pomiarach nierówności ekonomicznych, ale również w analizach zróżnicowania rasowego i dochodowego oraz swobód obywatelskich i politycznych. Drugim głównym nurtem ekonomicznych zastosowań miar entropii jest teoria trwałego zrównoważonego rozwoju (*sustainable development*) oraz dziedziny z nią związane: ekonomia środowiska, ekologia, teoria międzyokresowej alokacji surowców i zarządzania środowiskiem.¹

Światowa literatura z dziedziny teorii entropii obejmuje setki pozycji²; polska literatura tematu jest znacznie uboższa. Być może pierwszą próbą teoretycznego opisu ekonomicznych zastosowań teorii entropii jest artykuł Kamińskiego i Okólskiego (1979), według których entropijność systemu ekonomicznego wymaga traktowania gospodarki jako systemu otwartego,

¹ Prezentację mikro- i makroekonomicznych aspektów teorii zrównoważonego rozwoju przedstawia Borgesi (2008), a jej bardziej popularnonaukową wykładnię – Rifkin i Howard (2008). Wśród prób przededefiniowania teorii ekonomii tak, aby bardziej spójnie wyrazić ją za pomocą drugiej zasady termodynamiki, warto wymienić opracowania Jaynesa (1991) oraz Raine’a i in. (2006).

² Przegląd opracowań teoretycznych zawiera książka Czai (1997), a zastosowań ekonomicznych – artykuł Tomczyk (2012).

rozpatrywanego łącznie z systemem ekologicznym, politycznym i kulturowym, oraz uwzględnienia długiego horyzontu czasowego i efektów zewnętrznych. Autorzy widzą w teorii entropii szansę na odzyskanie opisującej i prognostycznej roli nauk ekonomicznych; większość sformułowanych przez nich wniosków uległa jednak dezaktualizacji po zmianie systemu gospodarczego. Już w nowej rzeczywistości ekonomicznej Czaja (1997) opisuje poznawcze i metodologiczne aspekty entropii w teorii ekonomii, w tym ewolucję koncepcji entropii i jej charakterystykę w systemach społeczno-ekonomicznych. W ostatniej dekadzie intensywnie rozwija się teoretyczny opis teorii entropii pod kątem potencjalnych zastosowań ekonomicznych (Przybyszewski i Wędrowska, 2005; Wędrowska, 2009) oraz jej roli w ewolucyjnych algorytmach populacyjnych (Wędrowska i Forkiewicz, 2005). Teoretyczne aspekty teorii entropii jako elementu ekonomii zrównoważonego rozwoju z punktu widzenia ekonomiki środowiska opisują m. in. Manteuffel i Szoega (2006) i Michałowski (2011). Wywodzące się z teorii entropii statystycznej metody klasyfikacji na podstawie podobieństwa struktur zostały w polskiej literaturze opisane przez Chomętowskiego i Sokołowskiego (1978), a następnie zastosowane do analizy podobieństwa struktur podaży, popytu i dochodów (Adamowicz i in., 2012) czy klasyfikacji gmin z punktu widzenia struktury przedsiębiorstw (por. Wędrowska, 2010). Współczynnik nierówności Theila jest stosowany do oceny zróżnicowania kategorii makroekonomicznych, w tym nierówności płacowych w badaniach prowadzonych przez Departament Analiz Ekonomicznych i Prognoz Ministerstwa Pracy i Polityki Społecznej (Marcinkowska i in., 2008). Inne empiryczne zastosowania entropii w polskiej literaturze obejmują analizy związków korelacyjnych cech jakościowych (Kempa, 2002), badania skłonności, rozumianej jako częstość występowania określonego zdarzenia, oraz zróżnicowania skłonności w subpopulacjach (Doszyń, 2002, 2007) oraz zastosowania miar entropii do opisu systemu fiskalnego (Włodarczyk, 2011).

Kolejnym obiecującym – ale rzadko obecnym w literaturze – zastosowaniem teorii entropii w ekonomii jest wykorzystanie statystycznych miar entropii rozkładu prawdopodobieństwa do oceny zawartości informacyjnej danych ankietowych, w tym obszernych zbiorów danych dostępnych dzięki regularnie prowadzonym testom koniunktury. O ile mi wiadomo, pierwsza próba oceny zawartości informacyjnej zmiany struktury z jej postaci *a priori* do *a posteriori* i interpretacji tej zmiany jako stopnia podobieństwa (lub niepodobieństwa) struktur na podstawie danych ankietowych testu koniunktury została podjęta w moim wcześniejszym

opracowaniu (Tomczyk, 2011), poprzedzonym artykułem Kowalczyk (2010), który opisuje zastosowanie entropii względnej (miary Kulbacka-Leiblera) do pomiaru rozbieżności rozkładów oczekiwań i realizacji, a zatem jako metodę oceny jakości prognoz eksperckich. W stosunku do wcześniejszych prac analizujących dane testu koniunktury z punktu widzenia ich zawartości informacyjnej (Tomczyk, 2011, 2012), niniejsze opracowanie zawiera następujące dodatkowe elementy:

- analizę entropii wszystkich zmiennych dostępnych w miesięcznych ankietach testu koniunktury w przemyśle,
- analizę entropii pytania o sytuację finansową przedsiębiorstwa i jej związku z entropią innych zmiennych uwzględnionych w kwestionariuszu,
- wykorzystanie Polskiej Klasyfikacji Działalności (PKD) w celu sprawdzenia, czy wyniki oparte na miary entropii są zależne od sektora, w którym działa przedsiębiorstwo.

Opracowanie podzielone jest na osiem części, które obejmują kolejno opis miar entropii statystycznej, prezentację danych stanowiących podstawę analizy empirycznej, opis wyników otrzymanych w wyniku zastosowania miar entropii statystycznej, analizę zróżnicowania entropii z punktu widzenia sektora, w którym działa przedsiębiorstwo, oraz podsumowanie wyników. Opracowanie zamyka spis literatury oraz załączniki.

2. Entropia informacyjna

Za Wędrowską (2009) zdefiniujmy strukturę S^n jako wektor $S^n = [s_1, s_2, \dots, s_n]^T \in R^n$, którego elementy s_i ($i=1,2,\dots,n$) spełniają następujące warunki:

$$0 \leq s_i \leq 1, \quad (1)$$

$$\sum_{i=1}^n s_i = 1. \quad (2)$$

Struktura S^n jest zatem opisana za pomocą wektora elementów o sumie równej 1. Empiryczna miara entropii (nazywana również entropią statystyczną lub informacyjną) została zdefiniowana Shannona (1948) w następujący sposób:

$$H(S^n) = \sum_{i=1}^n s_i \log_2 \frac{1}{s_i} \quad \text{dla } s_i \neq 0. \quad (3)$$

Dla interpretacji empirycznej miary entropii $H(S^n)$ kluczowa jest następująca jej własność: $H(S^n)$ osiąga wartość maksymalną $H_{max} = \log_2 n$ wtedy, gdy wszystkie elementy struktury S^n są sobie równe (czyli $s_1 = s_2 = \dots = s_n$). Z drugiej strony, $H(S^n) = H_{min} = 0$, jeśli jeden z elementów s_i ($i=1,2,\dots,n$) jest równy 1, a wszystkie pozostałe elementy struktury są równe 0 (czyli rozkład jest skoncentrowany w jednym elemencie struktury; por. Rényi, 1961). Wartość $H(S^n)$ można zatem interpretować jako miarę koncentracji elementów s_i struktury S^n i stosować w kontekście empirycznym do oceny zawartości informacyjnej badanej struktury: im wyższa wartość miary entropii (3), tym bardziej równomierny jest rozkład elementów struktury.

Aby możliwe było dokonanie ekonomicznej interpretacji miary entropii statystycznej, należy starannie zdefiniować strukturę S^n , dla której następnie wyznaczana jest miara entropii $H(S^n)$. We wcześniejszych opracowaniach (Tomczyk, 2011, 2012) struktura została zdefiniowana za pomocą odsetków respondentów wyrażających oczekiwania oraz deklarujących zaobserwowane zmiany w ramach kategorii zdefiniowanych w kwestionariuszu testu koniunktury. Jeśli dostępne są dane na temat wielu struktur w kolejnych momentach – a taka jest cecha regularnie powtarzanych testów koniunktury – można również analizować statystyki opisowe miar entropii, takie jak jej średnia wartość i odchylenie standardowe, oraz dynamikę zawartości informacyjnej odpowiedzi respondentów.

3. Dane testu koniunktury IRG SGH

Empiryczna część niniejszego opracowania oparta jest na wynikach testu koniunktury, przeprowadzanego regularnie przez Instytut Rozwoju Gospodarczego (IRG SGH). Z obszernego badania obejmującego: przedsiębiorstwa przemysłowe, gospodarstwa domowe, gospodarstwa rolne, eksporterów, sektor budowlany oraz sektor bankowy, wybrany został kwestionariusz o najdłuższej historii i największej częstotliwości, czyli kierowany co miesiąc – od marca 1997 r. – do przedsiębiorstw przemysłowych. Respondenci pytani są w nim o to, jak oceniają swoją bieżącą sytuację oraz jakich zmian spodziewają się w ciągu najbliższych 3-4 miesięcy poprzez przypisanie do jednej z trzech kategorii: poprawa/wzrost, brak zmiany lub pogorszenie/spadek. Kwestionariusz ten obejmuje następujące pytania:

- pytanie 1: wielkość produkcji,
- pytanie 2: portfel zamówień ogółem,

- pytanie 3: portfel zamówień eksportowych,
- pytanie 4: zapasy wyrobów gotowych,
- pytanie 5: ceny produkowanych wyrobów,
- pytanie 6: poziom zatrudnienia,
- pytanie 7: sytuacja finansowa przedsiębiorstwa,
- pytanie 8: ogólna sytuacja gospodarki polskiej niezależnie od sytuacji w gałęzi i przedsiębiorstwie.

Wyniki ankietowych badań koniunktury w przemyśle są regularnie publikowane i komentowane w biuletynach IRG (Adamowicz i Walczyk, 2012). Są one także przedmiotem wielu analiz ilościowych, z których większość koncentruje się na czterech pytaniach: nr 1 (wielkość produkcji), nr 5 (poziom cen), nr 6 (wielkość zatrudnienia) oraz nr 8 (ogólna sytuacja gospodarcza). Wybór tych czterech pytań wynika przede wszystkim z dostępności porównywalnych danych w oficjalnej sprawozdawczości GUS, co jest niezbędne np. w regresyjnych procedurach kwantyfikacyjnych czy próbach oceny jakości progностycznej oczekiwań wyrażanych w ankiecie testu koniunktury.

Podobnie jak we wcześniejszych opracowaniach (Tomczyk, 2011, 2012), struktura S^n definiowana jest przez odsetki respondentów udzielających odpowiedzi na pytania ankiety testu koniunktury w przemyśle w trzech kategoriach: poprawa/wzrost, brak zmiany oraz pogorszenie/spadek. Jedynie te trzy kategorie brane są pod uwagę przy wyznaczaniu miary entropii zdefiniowanej wzorem (3). W pytaniach, w których dopuszczalne są inne odpowiedzi (np. „nie dotyczy” w pytaniu o portfel zamówień eksportowych), dodatkowe opcje odpowiedzi są pomijane. Taka definicja spełnia warunki (1) i (2), a zatem można na jej podstawie wyznaczyć empiryczne miary entropii i dokonać ich interpretacji w kontekście stopnia koncentracji odpowiedzi respondentów. Struktura składa się zatem z trzech elementów (poprawa/wzrost, brak zmiany, pogorszenie/spadek), a więc maksymalna wartość entropii statystycznej wyrażonej wzorem (3) wynosi $H_{max} = \log_2 3 = 1,585$.

Przedstawione w kolejnych częściach opracowania wyniki empiryczne oparte są na próbie od sierpnia 1997 r. do lutego 2012 r. (175 obserwacji). Wszystkie osiem pytań kwestionariusza testu koniunktury w przemyśle analizowane jest dla dwóch sektorów własnościowych (publicznego i prywatnego) i przedsiębiorstw ogółem oraz w klasach wielkości, zdefiniowanych w teście koniunktury IRG w następujący sposób:

- klasa wielkości 010: do 50 zatrudnionych,
- klasa wielkości 020: od 51 do 250 zatrudnionych,
- klasa wielkości 030: od 251 do 500 zatrudnionych,

- klasa wielkości 040: od 501 do 2000 zatrudnionych,
- klasa wielkości 050: ponad 2001 zatrudnionych.

Ostatnia, piąta kategoria obejmuje jednak pojedyncze firmy; ich liczba znacząco odbiega od liczby obserwacji dostępnych w kategoriach 010-040 (por. tabele Z.1-Z.8 w załączniku), dlatego w dalszych analizach jest pomijana. W pozostałych kategoriach wielkości przedsiębiorstw, w których braki danych dotyczą pojedynczych wartości (np. dostępnych jest 171 lub 173 obserwacje na 175 ogółem), miary entropii wyznaczane są z pominięciem kilku pustych komórek.

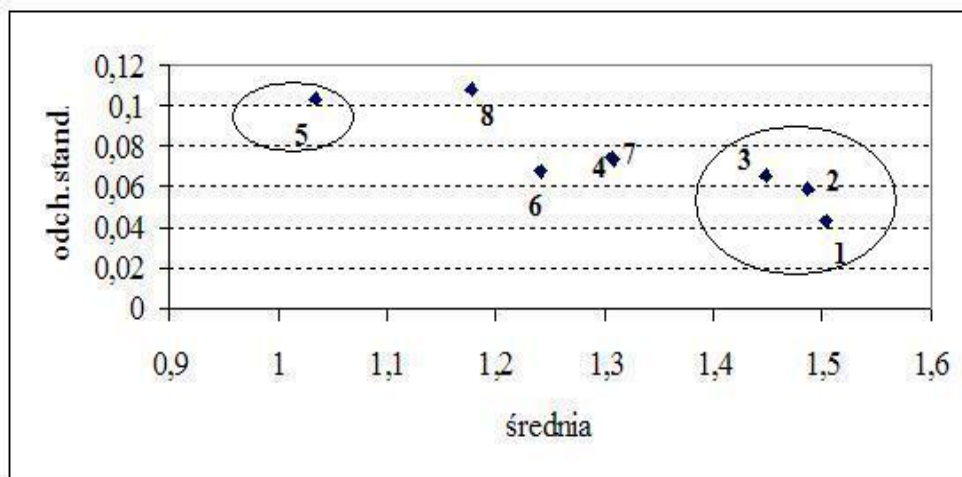
Dane IRG zawierają również informacje na temat sektora działalności przedsiębiorstw wg Polskiej Klasyfikacji Działalności; klasyfikacja ta i wyniki analizy z uwzględnieniem sektora działalności przedsiębiorstwa opisane są w części 5.

4. Entropia zmiennych testu koniunktury w przemyśle

Średnie wartości entropii i jej zróżnicowanie dla wszystkich ośmiu pytań testu koniunktury w przemyśle, w podziale na realizacje (czyli zmiany stwierdzone w ciągu ostatniego miesiąca) i oczekiwania, sektory własnościowe oraz klasy wielkości przedsiębiorstwa, przedstawione są w szczegółowych tabelach w załączniku (tabele Z.1-Z.8). Najważniejsze wnioski dotyczące przedsiębiorstw ogółem przedstawione są graficznie na rysunkach 1-6.

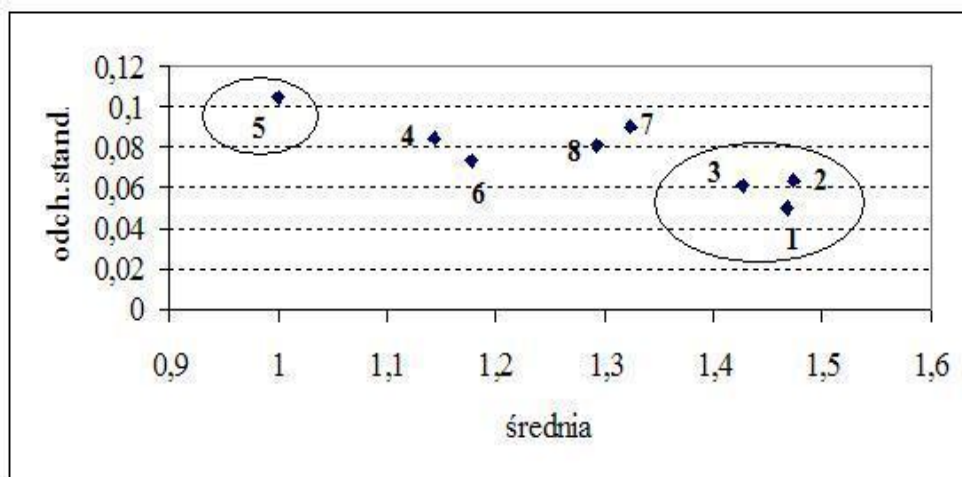
Zarówno w przypadku stwierdzonych zmian (realizacji) jak i oczekiwań można zaobserwować podobną strukturę wyników. Lewy górny róg rysunku (najniższa średnia entropia, najwyższa zmienność mierzona odchyleniem standardowym) zajmuje pytanie nr 5 (ceny). Sytuacja odwrotna, czyli wysoka średnia entropia przy jej małej zmienności, dotyczy pytań nr 1 (wielkość produkcji), nr 2 (portfel zamówień ogółem) oraz nr 3 (portfel zamówień eksportowych). Pomędzy tymi dwiema skrajnymi kategoriami plasują się pytania nr 4 (zapasy wyrobów gotowych), nr 6 (poziom zatrudnienia), nr 7 (sytuacja finansowa przedsiębiorstwa) i nr 8 (ogólna sytuacja gospodarki).

Im wyższa entropia, tym bardziej równomierny jest rozkład odpowiedzi respondentów między trzema kategoriami (poprawa/wzrost, brak zmiany, pogorszenie/spadek), co może odzwierciedlać niepewność lub trudności z udzieleniem odpowiedzi, wynikające np. ze złożonego charakteru badanego zjawiska. Na podstawie wyników otrzymanych przez zastosowanie miar entropii, do tej grupy zjawisk można zaliczyć zmiany wielkości produkcji i portfeli zamówień (ogółem oraz eksportowych).



Rysunek 1. Średnie i odchylenia standardowe miar entropii dla realizacji, przedsiębiorstwa ogółem

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

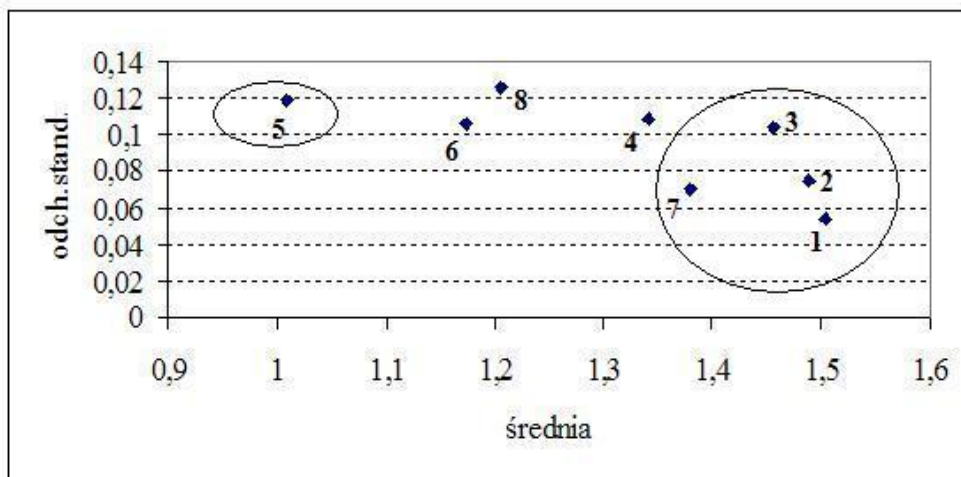


Rysunek 2. Średnie i odchylenia standardowe miar entropii dla oczekiwań, przedsiębiorstwa ogółem

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Druga skrajna opcja – niska entropia – oznacza sytuację, w której jeden element struktury przyjmuje wartość bliską 1, a zatem niepewność związana z rozkładem wyników jest niewielka. Można to zinterpretować jako pewnego rodzaju konsensus co do stwierdzonego lub przewidywanego

kierunku zmian badanego zjawiska; tę cechę przejawiają odpowiedzi na temat stwierdzonych i przewidywanych zmian cen. Wysoka entropia produkcji i niska entropia cen jest zgodna z wynikami otrzymanymi na podstawie krótszej próby (Tomczyk, 2011), co pozwala wnioskować o pewnej stabilności wyników.

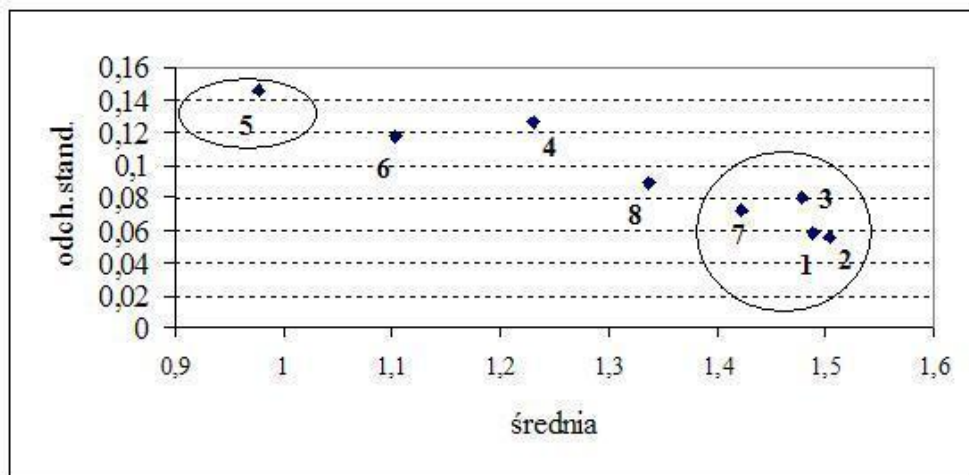


Rysunek 3. Średnie i odchylenia standardowe miar entropii dla realizacji, klasa wielkości 010, przedsiębiorstwa ogółem

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

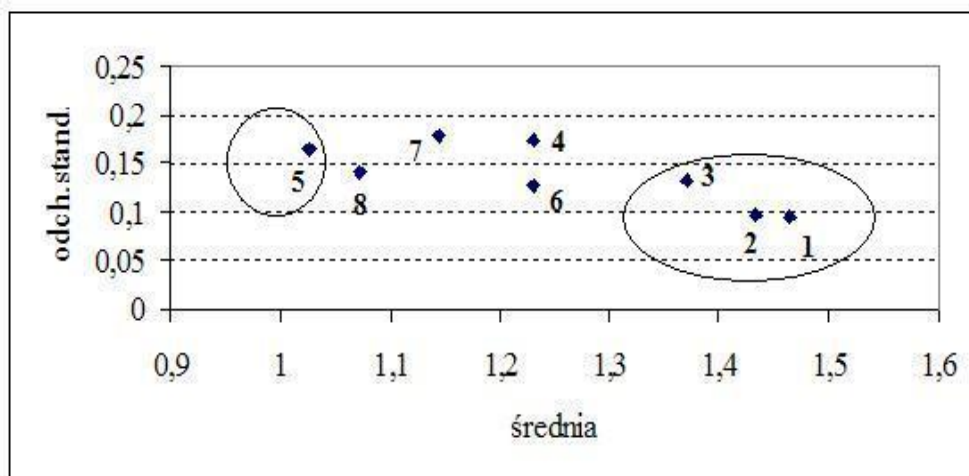
Przedstawione powyżej wnioski dotyczą wszystkich przedsiębiorstw bez uwzględnienia formy własności ani wielkości. Wyniki przedstawione w tabelach Z.1-Z.8 w załączniku dowodzą, że sektor publiczny cechuje się zazwyczaj niższą średnią entropią i wyższą zmiennością, mierzoną odchyleniem standardowym, niż sektor prywatny. Nieco bardziej złożony jest związek wielkości przedsiębiorstwa z wartością i zmiennością entropii; można się bowiem spodziewać, że przedsiębiorstwa niewielkie (do 50 pracowników) formułują odpowiedzi na pytania ankiety w sposób zupełnie odmienny niż wielkie firmy, co może wynikać z asymetrii informacyjnych, dostępu do wiedzy eksperckiej lub innych czynników. Rysunki 4-6 przedstawiają średnie miary entropii i ich zmienność dla przedsiębiorstw należących do dwóch skrajnych klas wielkości: 010 (do 50 zatrudnionych) oraz 040 (od 501 do 2000 zatrudnionych).³

³ Jak wspomniano w części 3, ostatnia kategoria, 050 (ponad 2001 zatrudnionych) została wyłączona z analizy empirycznej z powodu małej liczby należących do niej obserwacji.



Rysunek 4. Średnie i odchylenia standardowe miar entropii dla oczekiwań, klasa wielkości 010, przedsiębiorstwa ogółem

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

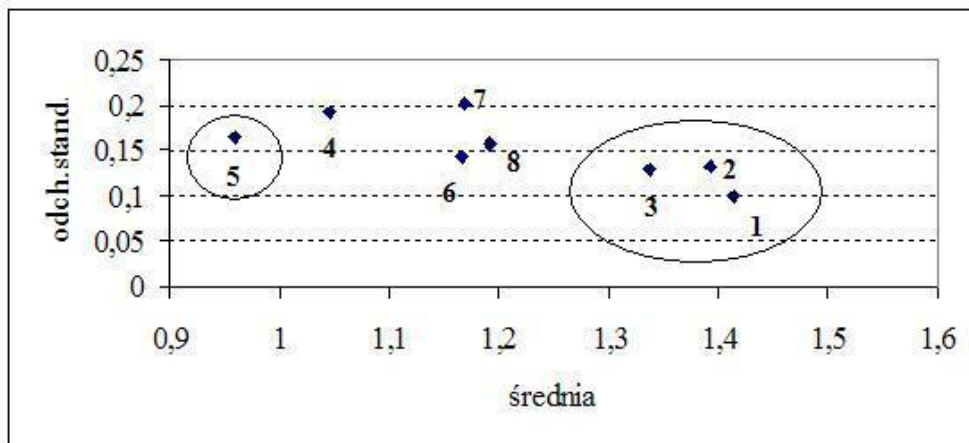


Rysunek 5. Średnie i odchylenia standardowe miar entropii dla realizacji, klasa wielkości 040, przedsiębiorstwa ogółem

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Wyniki uzyskane dla grupy najmniejszych firm są zbliżone do wniosków dla przedsiębiorstw ogółem z jedną tylko różnicą; pytanie nr 7 (sytuacja finansowa przedsiębiorstwa) wyraźnie należy do grupy pytań o wysokiej średniej entropii i niskim jej zróżnicowaniu. Może to oznaczać,

że w małych przedsiębiorstwach, w porównaniu z firmami ogółem, ocena i prognoza sytuacji finansowej jest obciążona większą niepewnością lub trudniejsza do wyrażenia za pomocą kwestionariusza testu koniunktury.



Rysunek 6. Średnie i odchylenia standardowe miar entropii dla oczekiwań, klasa wielkości 040, przedsiębiorstwa ogółem

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

W największych firmach wnioski dotyczące średniej entropii i jej zmienności są analogiczne do wyników otrzymanych dla przedsiębiorstw ogółem; tutaj również ceny wykazują najniższą średnią entropię przy jej najwyższej zmienności, a wielkość produkcji, portfel zamówień ogółem i portfel zamówień eksportowych cechują się wysoką średnią entropią o niskiej zmienności. Warto jednak zauważyć, że maksymalne wartości entropii odpowiedzi udzielanych przez przedsiębiorstwa duże są wyraźnie większe niż w przypadku przedsiębiorstw małych oraz firm ogółem. Tabele Z.1-Z.8 pozwalają dodatkowo stwierdzić, że entropia dużych przedsiębiorstw cechuje się – w przypadku większości pytań testu koniunktury – wysokim odchyleniem standardowym w porównaniu z mniejszymi firmami.

Na podstawie obliczeń przedstawionych w Tablicach Z.1-Z.8 w załączniku można sformułować dodatkowe wnioski. W przypadku większości pytań testu koniunktury (nr 1, 2, 3, 4, 5, 6, czyli o wielkość produkcji, portfele zamówień, zapasy, ceny i poziom zatrudnienia) oczekiwania wykazują niższe średnie wartości entropii niż realizacje dla obu sektorów własnościowych; odwrotna sytuacja ma miejsce w przypadku pytań nr 7 (sytuacja finansowa przedsiębiorstwa) oraz 8 (ogólna sytuacja

gospodarca). Po uwzględnieniu wielkości przedsiębiorstwa podstawowe wyniki pozostają zbliżone do wniosków sformułowanych dla wszystkich przedsiębiorstw ogółem: entropia produkcji, portfela zamówień ogółem i portfela zamówień eksportowych pozostaje najwyższa i najmniej zmienna, a cen – najniższa i najbardziej zmienna. Można jednak zaobserwować dwa dodatkowe efekty: w klasie dużych przedsiębiorstw występuje stosunkowo wysokie zróźnicowanie entropii (co odzwierciedla wahania rozkładu odpowiedzi z okresu na okres), natomiast w klasie najmniejszych firm odpowiedzi na pytanie o sytuację finansową cechują się znacznie wyższą średnią entropią i niższą jej zmiennością niż w dużych przedsiębiorstwach. Warto zauważyć, że występowanie zróźnicowania entropii w przedsiębiorstwach różnej wielkości utrudnia empiryczną analizę ich odpowiedzi, gdyż klasy wielkości stosowane przez IRG SGH nie są kompatybilne z klasami wielkości zdefiniowanymi przez Główny Urząd Statystyczny, a co za tym idzie, odzwierciedlonymi w powszechnie dostępnych zbiorach danych. GUS przypisuje przedsiębiorstwa do następujących klas wielkości:

- do 9 zatrudnionych,
- od 10 do 49 zatrudnionych,
- od 50 do 249 zatrudnionych,
- od 250 do 999 zatrudnionych,
- powyżej 1000 zatrudnionych.

Klasyfikacje IRG i GUS nie są bezpośrednio porównywalne; skoro zatem średnie wartości i zmienność miar entropii są różne dla poszczególnych klas wielkości przedsiębiorstw, dalsze analizy empiryczne, oparte na obszerniejszych zbiorach GUS, oraz badania porównawcze będą utrudnione przez niekompatybilność zbiorów danych.

Na zakończenie tego etapu analizy warto sprawdzić, czy rozkład odpowiedzi na pytanie o sytuację finansową (pytanie nr 7) jest związany z rozkładami odpowiedzi na pozostałe pytania, a jeśli tak, to które. Sytuacja finansowa przedsiębiorstwa powinna mieć znaczący wpływ na odpowiedzi na wszystkie inne pytania kwestionariusza. Współczynniki korelacji entropii pytania o sytuację finansową przedsiębiorstwa z miarami entropii dla pozostałych pytań kwestionariusza, oddzielnie dla realizacji (obserwowanych zmian) oraz oczekiwań, przedstawiają tabele 1 i 2.

W przypadku zaobserwowanych zmian (realizacji) entropia pytania o bieżącą sytuację finansową przedsiębiorstwa jest najsilniej związana z entropią bieżącego poziomu zatrudnienia (pytanie 6) oraz zmian bieżącej produkcji (pytanie 1). Ujemny związek z pytaniem o ceny jest oczywisty (gdyż ceny dotyczą wyrobów produkowanych przez ankietowane

przedsiębiorstwo), ale dziwi jego niska wartość bezwzględna, podobnie jak bardzo niewielki związek z pytaniem o ogólną sytuację gospodarczą.

Tabela 1. Współczynniki korelacji entropii realizacji pytania o sytuację finansową przedsiębiorstwa z innymi miarami entropii (obserwowane zmiany)

pytanie nr	1	2	3	4	5	6	8
współczynnik korelacji z pytaniem nr 7	0,5495	0,3828	0,3974	0,4921	-0,1646	0,5122	0,0486

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela 2. Współczynniki korelacji entropii oczekiwań na temat sytuacji finansowej przedsiębiorstwa z innymi miarami entropii (oczekiwania)

pytanie nr	1	2	3	4	5	6	8
współczynnik korelacji z pytaniem nr 7	0,561	0,721	0,487	0,582	0,049	0,634	0,245
	2	1	4	0	8	9	4

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

W przypadku entropii pytania o oczekiwania na temat sytuacji finansowej, poza zaobserwowaną już powyżej stosunkowo wysoką korelacją z entropią oczekiwań na temat oczekiwanych zmian poziomu zatrudnienia i poziomu produkcji, widać też dość silną korelację z portfelem zamówień (pytanie 2) i oczekiwanymi zmianami zapasów (pytanie 4). Związek z oczekiwanymi cenami (pytanie 5) jest w przeciwieństwie do realizacji dodatni, ale bardzo niski co do wartości bezwzględnej. Związek z oczekiwaniami na temat ogólnej sytuacji gospodarczej jest znów słaby, ale nie tak niski jak w przypadku realizacji.

Podsumowując, współczynniki korelacji wskazują na zróżnicowaną strukturę związków między entropią pytania o sytuację finansową przedsiębiorstwa a pozostałymi pytaniami testu koniunktury. W przypadku realizacji silny dodatni związek notowany jest dla pytań nr 1 (wielkość produkcji) i nr 6 (poziom zatrudnienia). W przypadku oczekiwań, do pytań o wysokiej korelacji z prognozowaną na kolejne 3-4 miesiące sytuacją finansową należy dodać pytanie nr 2 (portfel zamówień) oraz nr 4 (zapasy).

5. Zróżnicowanie rozkładu odpowiedzi ze względu na Polską Klasyfikację Działalności

Aktualną Polską Klasyfikację Działalności (PKD 2007), czyli hierarchicznie usystematyzowany opis rodzajów działalności gospodarczej

prowadzonej przed przedsiębiorstwa, wprowadzono rozporządzeniem Rady Ministrów z 24 grudnia 2007 r. (Dz. U. Nr 251, poz. 1885 ze zm.). Obowiązuje ona od 1 stycznia 2008 r., a od 1 stycznia 2010 r. jest jedyną obowiązującą klasyfikacją działalności gospodarczej. Definicje poszczególnych klas przedstawione są w tabeli Z.9 w załączniku; spośród wymienionych tam 33 klas nie wszystkie są jednak reprezentowane w teście koniunktury IRG SGH na tyle licznie, by umożliwić wyznaczenie statystyk opisowych. Tabela 3 podsumowuje przypadki sektorów pominiętych w dalszej analizie z powodu zbyt małej liczby dostępnych obserwacji.

Tabela 3. Sektory pominięte z powodu małej liczby obserwacji

PKD	liczba obserwacji w badanym okresie
Dział 11	0-9 odpowiedzi
Dział 12	0 odpowiedzi
Dział 15	3-21 odpowiedzi
Dział 17	5-15 odpowiedzi
Dział 18	3-16 odpowiedzi
Dział 19	0-2 odpowiedzi
Dział 21	0-11 odpowiedzi
Dział 26	2-12 odpowiedzi
Dział 30	2-11 odpowiedzi

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Do dalszej analizy wybrano te działy, w których wystąpiło więcej niż kilka odpowiedzi, a mianowicie sektory: 10 (produkcja artykułów spożywczych), 13 (produkcja wyrobów tekstylnych), 14 (produkcja odzieży), 16 (produkcja wyrobów z drewna oraz korka), 20 (produkcja chemikaliów i wyrobów chemicznych), 22 (produkcja wyrobów z gumy i tworzyw sztucznych), 23 (produkcja wyrobów z pozostałych mineralnych surowców niemetalicznych), 24 (produkcja metali), 25 (produkcja metalowych wyrobów gotowych), 27 (produkcja urządzeń elektrycznych), 28 (produkcja innych maszyn i urządzeń), 29 (produkcja samochodów, przyczep i naczep), 31 (produkcja mebli), 32 (pozostała produkcja wyrobów) i 33 (naprawa, konserwacja i instalowanie maszyn i urządzeń).

Do analizy zróźnicowania odpowiedzi respondentów testu koniunktury z uwzględnieniem sektora działalności przedsiębiorstwa wybrano cztery pytania: o ceny (pytanie 5), poziom zatrudnienia (pytanie 6),

sytuację finansową przedsiębiorstwa (pytanie 7) oraz ogólną sytuację polskiej gospodarki (pytanie 8). Średnie i odchylenia standardowe miar entropii dla działów PKD, w podziale na realizacje i oczekiwania, przedstawia tabela Z.10 w załączniku. W tabelach 4-7 przedstawione są podstawowe statystyki opisowe, pozwalające stwierdzić, w którym sektorze występuje najwyższa i najniższa średnia wartość entropii oraz największe i najmniejsze zróżnicowanie mierzone odchyleniem standardowym.

Tabela 4. Podstawowe statystyki opisowe wg PKD – ceny (pytanie nr 5)

	realizacje	oczekiwania
średnia max	PKD 24	PKD 20
średnia min	PKD 28	PKD 31
odch. stand. max	PKD 29	PKD 29
odch. stand. min	PKD 24	PKD 10

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

W przypadku pytania o ceny można zaobserwować wysokie zróżnicowanie entropii dla sektora produkcji samochodów (PKD 29); rozkład odpowiedzi respondentów ulega zatem znaczącym zmianom z okresu na okres. Sektor produkcji metali (PKD 24) cechuje się wysoką entropią i małą jej zmiennością, co oznacza stosunkowo dużą niepewność w odpowiedziach respondentów reprezentujących ten dział produkcji przemysłowej.

Tabela 5. Podstawowe statystyki opisowe wg PKD – poziom zatrudnienia (pytanie nr 6)

	realizacje	oczekiwania
średnia max	PKD 29	PKD 32
średnia min	PKD 10	PKD 10
odch. stand. max	PKD 22	PKD 16
odch. stand. min	PKD 25	PKD 25

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

W przypadku pytania o poziom zatrudnienia zauważalna jest niska średnia entropia pytania o produkcję artykułów spożywczych (PKD 10). Oznacza to, że odpowiedzi respondentów są wyraźnie skupione w jednej z trzech kategorii i mogą być interpretowane jako konsensus. Niska

zmiennosc entropii obserwowana jest w sektorze metalowych wyrobów gotowych (PKD 25), co oznacza, że rozkład odpowiedzi między poszczególnymi kategoriami nie ulega znaczącym zmianom z miesiąca na miesiąc.

W przypadku pytania o sytuację finansową przedsiębiorstwa obserwowana jest wysoka średnia entropia w sektorze „pozostała produkcja wyrobów” (PKD 32); ta równomierność rozkładu na trzech kategorjach kwestionariusza może wynikać z niepewności respondentów lub trudności z udzieleniem odpowiedzi, ale może też być skutkiem zagregowanego i heterogenicznego charakteru tego działu. Niska entropia cechuje sektor produkcji samochodów (PKD 29), co oznacza koncentrację odpowiedzi respondentów w jednej z trzech dostępnych kategorii.

Tabela 6. Podstawowe statystyki opisowe wg PKD – sytuacja finansowa przedsiębiorstwa (pytanie nr 7)

	realizacje	oczekiwania
średnia max	PKD 32	PKD 32
średnia min	PKD 29	PKD 29
odch. stand. max	PKD 29	PKD 27
odch. stand. min	PKD 23	PKD 14

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela 7. Podstawowe statystyki opisowe wg PKD – ogólna sytuacja gospodarcza (pytanie nr 8)

	realizacje	oczekiwania
średnia max	PKD 32	PKD 25
średnia min	PKD 20	PKD 20
odch. stand. max	PKD 20	PKD 20
odch. stand. min	PKD 14	PKD 25

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

W przypadku ogólnej sytuacji gospodarczej sektor produkcji chemikaliów i wyrobów chemicznych (PKD 20) cechuje się jednocześnie niską średnią entropią i wysoką jej zmiennością. Oznacza to, że przedsiębiorstwa tego sektora formułują oczekiwania na temat przyszłej koniunktury oraz oceniają jej bieżący stan w sposób zarazem mocno skoncentrowany w jednej z kategorii i cechujący się dużą zmiennością („niestabilny konsensus”).

6. Podsumowanie

Zastosowanie miar entropii do analizy danych testu koniunktury IRG SGH pozwala sformułować kilka podstawowych wniosków:

1. Pytanie o ceny produkowanych przez przedsiębiorstwa wyrobów cechuje się najniższą średnią entropią, co można interpretować jako konsensus polegający na skupieniu odpowiedzi respondentów w jednej z trzech dostępnych w kwestionariuszu kategorii. Odwrotna sytuacja – wysoka średnia entropia odzwierciedlająca stosunkowo równomierny rozkład odpowiedzi, a zatem niepewność lub trudności ze sformułowaniem kierunku zmian – dotyczy pytań o wielkość produkcji, portfel zamówień ogółem i zamówień eksportowych. W zakresie obejmującym pytania 1, 5, 6 i 8 wyniki te są podobne do rezultatów otrzymanych na podstawie wcześniejszych badań (Tomczyk 2011, 2012).

2. Przedsiębiorstwa sektora publicznego cechują się nieco niższą średnią entropią i wyższą jej zmiennością niż przedsiębiorstwa prywatne; pozostałe wnioski są zbliżone do tych otrzymanych dla przedsiębiorstw ogółem.

3. Dla większości pytań (poza sytuacją finansową przedsiębiorstwa i ogólną sytuacją gospodarczą) oczekiwania wykazują niższe średnie wartości entropii niż realizacje dla obu sektorów własnościowych oraz przedsiębiorstw ogółem.

4. W przypadku pytania o sytuację finansową odpowiedzi przedsiębiorstw małych (do 50 zatrudnionych) charakteryzuje stosunkowo wysoka średnia entropia i małe jej zróżnicowanie. Może to oznaczać, że w niedużych firmach niepewność związana z prognozowaniem i oceną bieżącej sytuacji finansowej jest wyższa niż w firmach większych.

5. Współczynniki korelacji wskazują na zróżnicowaną strukturę związków między entropią pytania o sytuację finansową przedsiębiorstwa a pozostałymi pytaniami testu koniunktury; najsilniejszy jest związek z pytaniami o wielkość produkcji i poziom zatrudnienia.

6. Uwzględnienie sektora działalności przedsiębiorstwa wg PKD prowadzi do bardzo różnych wniosków dla poszczególnych pytań; trudno jest wskazać jakkolwiek prawidłowość w kształtowaniu się średnich wartości entropii lub jej zmienności.

Jak dowodzi powyższe podsumowanie, empiryczna analiza danych testu koniunktury IRG SGH za pomocą miar entropii statystycznej wskazuje na zróżnicowanie odpowiedzi respondentów zarówno w przekroju badanych zmiennych ekonomicznych (pytań testu koniunktury), jak i wielkości i sektora działalności przedsiębiorstwa, a nawet – w niewielkim stopniu – formy własnościowej. Uzyskanie bardziej precyzyjnych rezultatów wymaga

jednak kontynuacji zagregowanych analiz na dłuższych próbach oraz analizy odpowiedzi poszczególnych respondentów za pomocą technik mikroekonometrycznych.

Literatura

- Adamowicz E., Dudek S., Pachucki D., Walczyk K., *Wahania cykliczne w Polsce i strefie euro*, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego”, nr 89, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2012
- Adamowicz E., Walczyk K., *Koniunktura w przemyśle*, badanie okresowe nr 283, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2012
- Borgesi S., *Global sustainability: Social and environmental conditions*, Palgrave Macmillan, Basingstoke 2008
- Chomętowski S., Sokołowski A., *Taksonomia struktur*, „Przegląd Statystyczny”, nr 2, 1978, s. 217-226
- Czaja S., *Teoriopoznawcze i metodologiczne konsekwencje wprowadzenia prawa entropii do teorii ekonomii*, Wydawnictwo Akademii Ekonomicznej im. O. Langego we Wrocławiu, Wrocław 1997
- Doszyń M., *Skłonności a entropia*, „Przegląd Statystyczny”, nr 9, 2002, s. 73-78
- Doszyń M., *Entropie warunkowe i bezwarunkowe jako miary stopnia nieokreśloności badanych zbiorowości ze względu na wybrane skłonności*, w: *Metody ilościowe w ekonomii*, pr. zb. pod red. J. Hozer, „Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego”, nr 450, s. 69-83, Szczecin 2007
- Foster J. E., Sen A., *On economic inequality*, Oxford University Press, 1997
- Georgescu-Roegen N., *The entropy law and the economic process*, Harvard University Press, Cambridge 1971
- Jaynes E. T., *How should we use entropy in economics?*, St. John's College, Cambridge 1991 (<http://bayes.wustl.edu/etj/articles/entropy.in.economics.pdf>)
- Kamiński B., Okólski M., *Teoria ekonomii a entropia*, „Ekonomista”, nr 2, 1979, s. 345-372
- Kempa W., *Zastosowanie entropii empirycznej w badaniu związku korelacyjnego dwóch cech*, „Przegląd Statystyczny”, nr 49, 2002, s. 163-173
- Kowalczyk H., *O eksperckich ocenach niepewności w ankietach makroekonomicznych*, „Bank i Kredyt”, nr 5, 2010, s. 101-122
- Manteuffel Szoega H., *Wybrane aspekty zrównoważonego rozwoju obszarów wiejskich z punktu widzenia ekonomiki środowiska*, „Zeszyty Naukowe Akademii Rolniczej we Wrocławiu”, nr 540, 2006, s. 303-310

- Marcinkowska I., Ruzik A., Strawński P., Walewski M., *Badanie struktury zmian rozkładu wynagrodzeń w Polsce w latach 2000–2006*, Departament Analiz Ekonomicznych i Prognoz, Ministerstwo Pracy i Polityki Społecznej, Warszawa 2008
- Michałowski A., *Przestrzenne usługi środowiska w świetle założeń ekonomii zrównoważonego rozwoju*, „Problemy Ekorozwoju”, nr 6, 2011, s. 117-126 (<http://ekorozwoj.pol.lublin.pl/no12/1.pdf>)
- Przybyszewski R., Wędrowska E., *Aksjomatyczna teoria entropii*, „Przegląd Statystyczny”, nr 52, 2005, s. 85-101
- Raine A., Foster J., Potts J. (2006) *The new entropy law and the economic process*, Ecological Complexity nr 3, s. 354–360
- Rényi A., *On measures of entropy and information*, „Proceedings of the 4th Berkeley Symposium on Mathematics, Statistics and Probability”, nr 1, 1961, s. 547-561
- Rifkin J., Howard T., *Entropia. Nowy światopogląd*, Wydawnictwo KOS, Katowice 2008
- Shannon C. E., *A mathematical theory of communication*, „The Bell System Technical Journal”, nr 27, 1948, s. 379-423, 623-656.
- Theil H., *Economics and information theory*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam 1967
- Tomczyk E., *Application of measures of entropy, information content and dissimilarity of structures to business tendency survey data*, „Przegląd Statystyczny”, nr 58, 2011, s. 88-101
- Tomczyk E., *Information content of survey data: applications of entropy and dissimilarity measures*, Department of Applied Econometrics Working Paper nr 3-12, 2012(http://www.sgh.waw.pl/instytut/zes/wp/aewp_03-12.pdf)
- Wędrowska E., *Oczekiwana ilość informacji o zmianie struktur jako miara niepodobieństwa struktur*, referat przedstawiony na konferencji XI Ogólnopolskiego Seminarium Naukowego prof. Zygmunta Zielińskiego pt. „Dynamiczne modele ekonometryczne”, Toruń 2009
- Wędrowska E., *Classification of objects on the base of the expected information value*, „Olsztyn Economic Journal”, nr 5, 2010, s. 78-89
- Wędrowska E., Forkiewicz M., *Entropia w algorytmach opartych na ewolucji populacji*, w: *Informacja w społeczeństwie XXI wieku*, pr. zb. pod red. M. Rószkiewicz i E. Wędrowskiej, Szkoła Główna Handlowa, Warszawa 2005
- Włodarczyk J., *Koncentracja i rozpraszanie pieniądza w systemie fiskalnym*, w: *Nierówności społeczne a wzrost gospodarczy. Modernizacja dla spójności społeczno-ekonomicznej*, pr. zb. pod red. M. G. Woźniak,

Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego, Zeszyt 19, 2011, s. 67-77
(<http://www.univ.rzeszow.pl/ekonomia/zeszyty/Zeszyt19/04.pdf>)

Załącznik

Tabela Z.1. Średnie wartości entropii i jej zróżnicowanie – produkcja (pytanie nr 1)

	realizacje		oczekiwania	
	średnia	σ	średnia	σ
przedsiębiorstwa ogółem	1,5044	0,0429	1,4680	0,0504
sektor publiczny	1,4926	0,0594	1,4526	0,0755
sektor prywatny	1,5070	0,0475	1,4720	0,0559
klasa wielkości:				
010	1,5035	0,0539	1,4874	0,0582
020	1,5011	0,0442	1,4645	0,0684
030	1,4596	0,0997	1,4315	0,0825
040	1,4638	0,0954	1,4132	0,0991
niepuste komórki w klasie wielkości 050	140		144	

Oznaczenie: σ – odchylenie standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela Z.2. Średnie wartości entropii i jej zróżnicowanie – zamówienia (pytanie nr 2)

	realizacje		oczekiwania	
	średnia	σ	średnia	σ
przedsiębiorstwa ogółem	1,4874	0,0584	1,4729	0,0628
sektor publiczny	1,4664	0,0778	1,4589	0,0898
sektor prywatny	1,4940	0,0613	1,4771	0,0646
klasa wielkości:				
010	1,4896	0,0751	1,5037	0,0549
020	1,4906	0,0662	1,4778	0,0727
030	1,4610	0,0969	1,4430	0,1088
040	1,4343	0,0979	1,3925	0,1311
niepuste komórki w klasie wielkości 050	124		137	

Oznaczenie: σ – odchylenie standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela Z.3. Średnie wartości entropii i jej zróżnicowanie – zamówienia eksportowe (pytanie nr 3)

	realizacje		oczekiwania	
	średnia	σ	średnia	σ
przedsiębiorstwa ogółem	1,4484	0,0659	1,4278	0,0610
sektor publiczny	1,3997	0,1007	1,3883	0,1013
sektor prywatny	1,4635	0,0735	1,4421	0,0651
klasa wielkości:				
010	1,4560	0,1037	1,4788	0,0806
020	1,4787	0,0784	1,4583	0,0666
030	1,4165	0,1140	1,4073	0,1209
040	1,3704	0,1310	1,3373	0,1292
niepuste komórki w klasie wielkości 050	122		123	

Oznaczenie: σ – odchylenie standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela Z.4. Średnie wartości entropii i jej zróżnicowanie – zapasy (pytanie nr 4)

	realizacje		oczekiwania	
	średnia	σ	średnia	σ
przedsiębiorstwa ogółem	1,3076	0,0728	1,1439	0,0844
sektor publiczny	1,3192	0,1070	1,1361	0,1196
sektor prywatny	1,3024	0,0813	1,1524	0,1052
klasa wielkości:				
010	1,3413	0,1080	1,2311	0,1262
020	1,3216	0,0858	1,1440	0,1115
030	1,2845	0,1210	1,1183	0,1338
040	1,2313	0,1734	1,0464	0,1913
niepuste komórki w klasie wielkości 050	108		111	

Oznaczenie: σ – odchylenie standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela Z.5. Średnie wartości entropii i jej zróżnicowanie – ceny (pytanie nr 5)

	realizacje		oczekiwania	
	średnia	σ	średnia	σ
przedsiębiorstwa ogółem	1,0343	0,1037	0,9992	0,1045
sektor publiczny	1,0276	0,1674	0,9915	0,1417
sektor prywatny	1,0339	0,1033	1,0022	0,1090
klasa wielkości:				
010	1,0081	0,1193	0,9773	0,1455
020	1,0215	0,1227	0,9966	0,1266
030	0,9751	0,1643	0,9631	0,1430
040	1,0262	0,1643	0,9597	0,1647
niepuste komórki w klasie wielkości 050	116		107	

Oznaczenie: σ – odchylenie standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela Z.6. Średnie wartości entropii i jej zróżnicowanie – zatrudnienie (pytanie nr 6)

	realizacje		oczekiwania	
	średnia	σ	średnia	σ
przedsiębiorstwa ogółem	1,2417	0,0674	1,1785	0,0736
sektor publiczny	1,2240	0,1174	1,1687	0,0945
sektor prywatny	1,2523	0,0712	1,1787	0,0888
klasa wielkości:				
020	1,1731	0,1063	1,1027	0,1179
020	1,2447	0,0762	1,1546	0,0797
030	1,2182	0,1319	1,1733	0,1352
040	1,2318	0,1280	1,1669	0,1424
niepuste komórki w klasie wielkości 050	58		51	

Oznaczenie: σ – odchylenie standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela Z.7. Średnie wartości entropii i jej zróżnicowanie – sytuacja finansowa (pytanie nr 7)

	realizacje		oczekiwania	
	średnia	σ	średnia	σ
przedsiębiorstwa ogółem	1,3070	0,0739	1,3230	0,0902
sektor publiczny	1,2674	0,1269	1,2838	0,1481
sektor prywatny	1,3185	0,0737	1,3366	0,0826
klasa wielkości:				
010	1,3791	0,0705	1,4217	0,0724
020	1,3536	0,0813	1,3668	0,1002
030	1,2652	0,1327	1,2724	0,1578
040	1,1445	0,1791	1,1684	0,2014
niepuste komórki w klasie wielkości 050	93		95	

Oznaczenie: σ – odchylenie standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela Z.8. Średnie wartości entropii i jej zróżnicowanie – ogólna sytuacja gospodarki (pytanie nr 8)

	realizacje		oczekiwania	
	średnia	σ	średnia	σ
przedsiębiorstwa ogółem	1,1790	0,1073	1,2935	0,0807
sektor publiczny	1,1387	0,1153	1,2537	0,1136
sektor prywatny	1,2035	0,1226	1,3148	0,0857
klasa wielkości:				
010	1,2068	0,1257	1,3368	0,0893
020	1,2037	0,1318	1,3054	0,1023
030	1,1737	0,1418	1,2685	0,1173
040	1,0713	0,1410	1,1913	0,1577
niepuste komórki w klasie wielkości 050	84		109	

Oznaczenie: σ – odchylenie standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.

Tabela Z.9. Polska Klasyfikacja Działalności, sekcja C – przetwórstwo przemysłowe

Dział 10	Produkcja artykułów spożywczych
Dział 11	Produkcja napojów
Dział 12	Produkcja wyrobów tytoniowych
Dział 13	Produkcja wyrobów tekstylnych
Dział 14	Produkcja odzieży
Dział 15	Produkcja skór i wyrobów ze skór wyprawionych
Dział 16	Produkcja wyrobów z drewna oraz korka, z wyłączeniem mebli; produkcja wyrobów ze słomy i materiałów używanych do wyplatania
Dział 17	Produkcja papieru i wyrobów z papieru
Dział 18	Poligrafia i reprodukcja zapisanych nośników informacji
Dział 19	Wytwarzanie i przetwarzanie koksu i produktów rafinacji ropy naftowej
Dział 20	Produkcja chemikaliów i wyrobów chemicznych
Dział 21	Produkcja podstawowych substancji farmaceutycznych oraz leków i pozostałych wyrobów farmaceutycznych
Dział 22	Produkcja wyrobów z gumy i tworzyw sztucznych
Dział 23	Produkcja wyrobów z pozostałych mineralnych surowców niemetalicznych
Dział 24	Produkcja metali
Dział 25	Produkcja metalowych wyrobów gotowych, z wyłączeniem maszyn i urządzeń
Dział 26	Produkcja komputerów, wyrobów elektronicznych i optycznych
Dział 27	Produkcja urządzeń elektrycznych
Dział 28	Produkcja maszyn i urządzeń, gdzie indziej niesklasyfikowana
Dział 29	Produkcja pojazdów samochodowych, przyczep i naczep, z wyłączeniem motocykli
Dział 30	Produkcja pozostałego sprzętu transportowego
Dział 31	Produkcja mebli
Dział 32	Pozostała produkcja wyrobów
Dział 33	Naprawa, konserwacja i instalowanie maszyn i urządzeń

Źródło: GUS (http://www.stat.gov.pl/klasyfikacje/pkd_07/pkd_07.htm).

Tabela Z.10. Średnie wartości i zróźnicowanie entropii w podziale na klasy działalności gospodarczej

Pytanie nr		ceny		poziom zatrudnienia		sytuacja finansowa		ogólna sytuacja gospodarki	
		(5)		(6)		(7)		(8)	
		średnia	σ	średnia	σ	średnia	σ	średnia	σ
PKD 10	realizacje	1,103	0,178	1,089	0,16	1,227	0,136	1,177	0,099
	oczekiwania	1,088	0,142	0,938	0,15	1,163	0,111	1,228	0,112
PKD 13	realizacje	1,000	0,241	1,275	0,15	1,223	0,227	1,190	0,115
	oczekiwania	0,901	0,275	1,234	0,103	1,227	0,188	1,271	0,118
PKD 14	realizacje	1,018	0,211	1,231	0,123	1,369	0,115	1,195	0,077
	oczekiwania	0,969	0,204	1,137	0,194	1,420	0,098	1,274	0,098
PKD 16	realizacje	1,152	0,202	1,104	0,206	1,230	0,131	1,236	0,108
	oczekiwania	1,001	0,254	0,965	0,276	1,164	0,219	1,255	0,164
PKD 20	realizacje	1,255	0,188	1,199	0,210	1,153	0,261	1,036	0,272
	oczekiwania	1,293	0,191	1,27	0,152	1,203	0,196	1,157	0,257
PKD 22	realizacje	1,059	0,187	1,186	0,238	1,300	0,169	1,311	0,161
	oczekiwania	1,104	0,183	1,015	0,229	1,181	0,194	1,346	0,177
PKD 23	realizacje	1,164	0,168	1,153	0,193	1,345	0,107	1,240	0,188
	oczekiwania	1,114	0,201	1,069	0,232	1,293	0,155	1,287	0,203
PKD 24	realizacje	1,322	0,158	1,265	0,167	1,212	0,212	1,103	0,246
	oczekiwania	1,177	0,244	1,200	0,194	1,253	0,21	1,238	0,212
PKD 25	realizacje	0,984	0,190	1,278	0,094	1,214	0,128	1,292	0,150
	oczekiwania	0,989	0,202	1,178	0,092	1,268	0,119	1,376	0,094
PKD 27	realizacje	1,035	0,220	1,154	0,16	1,157	0,231	1,260	0,163
	oczekiwania	1,072	0,193	1,105	0,202	1,220	0,255	1,312	0,185
PKD 28	realizacje	0,862	0,288	1,134	0,200	1,193	0,193	1,181	0,140
	oczekiwania	1,006	0,210	1,100	0,196	1,298	0,124	1,282	0,162
PKD 29	realizacje	0,998	0,297	1,302	0,193	0,982	0,275	1,114	0,213
	oczekiwania	1,020	0,306	1,190	0,162	1,064	0,233	1,232	0,189
PKD 31	realizacje	0,997	0,201	1,247	0,19	1,344	0,15	1,281	0,172
	oczekiwania	0,866	0,179	1,083	0,207	1,384	0,173	1,330	0,156
PKD 32	realizacje	1,092	0,17	1,282	0,197	1,444	0,110	1,332	0,193
	oczekiwania	1,091	0,217	1,322	0,193	1,435	0,159	1,350	0,151
PKD 33	realizacje	0,901	0,283	1,127	0,226	1,190	0,169	1,112	0,240
	oczekiwania	0,891	0,238	1,125	0,176	1,184	0,243	1,241	0,203

Oznaczenie: σ – odchylenie standardowe.

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych IRG SGH.