

Elżbieta Adamowicz, Konrad Walczyk[‡]

Zaburzenia cykliczności aktywności gospodarczej w Polsce w świetle wyników badania koniunktury gospodarczej IRG SGH

Streszczenie

Lata 2013-2016 były w polskiej gospodarce okresem szczególnym, bowiem doświadczyła ona wówczas zmiany utrwalonych wcześniej wzorców wahań cyklicznych. Na podstawie analizy danych pochodzących z badań koniunktury IRG SGH, obejmujących przemysł przetwórczy, budownictwo, handel, sektor bankowy i gospodarstwa domowe, twierdzimy, że w istocie zmiany te dotknęły podażowej strony gospodarki Polski, a ich przyczyny upatrujemy we wzroście niepewności wywołanym przede wszystkim przez napięcia w otoczeniu politycznym biznesu.

Słowa kluczowe: badania koniunktury, cykl koniunkturalny, koniunktura gospodarcza, wskaźniki koniunktury.

JEL: E32.

[‡] Szkoła Główna Handlowa w Warszawie, Kolegium Analiz Ekonomicznych.

1. Wzrost niepewności a działalność gospodarcza. Zagrożenia zewnętrzne i wewnętrzne

Od mniej więcej końca 2013 roku nasila się nieprzewidywalność zmian koniunktury gospodarczej. Poszukując tego przyczyn, nie sposób pominąć narastającej niepewności w bliższym i dalszym otoczeniu biznesu, wewnątrz i na zewnątrz systemu gospodarczego. Działalność gospodarcza wprawdzie nierozzerwalnie wiąże się z niepewnością i ryzykiem, jednak w ostatnim okresie obserwujemy wyjątkową kumulację czynników je potęgujących.

Do źródeł eskalacji niepewności należy zaliczyć przede wszystkim konflikt na Ukrainie. Jako najbliższy sąsiad odczuwamy wszelkie skutki tego konfliktu, zarówno w sferze politycznej jak i gospodarczej. Gospodarka polska doświadcza i negatywnych skutków sankcji nałożonych na Rosję, i wprowadzonych restrykcji odwetowych. Mimo upływu czasu sytuacja nie poprawia się. Od pewnego czasu nie pojawiają się nawet nowe pomysły na rozwiązanie konfliktu. Także konflikty i napięcia zbrojne, przebiegające w większym oddaleniu od granic Polski, w globalnej rzeczywistości odciskają piętno na naszym życiu gospodarczym. Konflikty zbrojne to współcześnie najgroźniejsze zdarzenia, które oddziałują na gospodarkę światową. Doświadcza ona również napięć społecznych, wynikających zarówno z niezadowolenia ludzi z dotychczasowych osiągnięć mających prowadzić do zażegnania konfliktów, jak i rosnących możliwości oraz umiejętności wykorzystywania tych napięć do realizacji określonych celów politycznych, czego konsekwencją są przybierające na sile fale populizmu, który objawia się w polityce państwa i wpływa negatywnie na stabilność warunków prowadzenia działalności gospodarczej.

Negatywnie na polską gospodarkę oddziałuje także kryzys migracyjny. Jego skutki to przede wszystkim napięcia społeczne i drenaż mózgów, ale także odpływ niżej wykwalifikowanej siły roboczej, poszukującej lepszych warunków zatrudnienia za granicą. Problem braku siły roboczej w kraju łagodzi w znacznym stopniu rosnąca liczba imigrantów ze Wschodu, zwłaszcza Ukrainy, zatrudnionych w polskich przedsiębiorstwach i gospodarstwach rolnych. Nie stanowią oni jednak trwałego rozwiązania problemu braku siły roboczej w Polsce.

Gospodarka polska wciąż odczuwa negatywne skutki zewnętrznych napięć gospodarczych ostatnich lat. W powszechnej opinii nie uporaliśmy się dotąd ze skutkami światowego kryzysu finansowego i gospodarczego 2007+, a nadto musimy stawiać czoła przewlekłym skutkom kryzysu fiskalnego w strefie euro. Wprawdzie w Polsce przebieg obu kryzysów był stosunkowo łagodny, ale trwale wpłynęły one na zmiany w polityce makroekonomicznej w europejskim obszarze gospodarczym, którego jesteśmy częścią składową.

Nasiliły się protekcjonizm i izolacjonizm, które uzewnętrzniły się odłączeniem się Wielkiej Brytanii od Unii Europejskiej i w propozycji „Unii dwóch prędkości”.

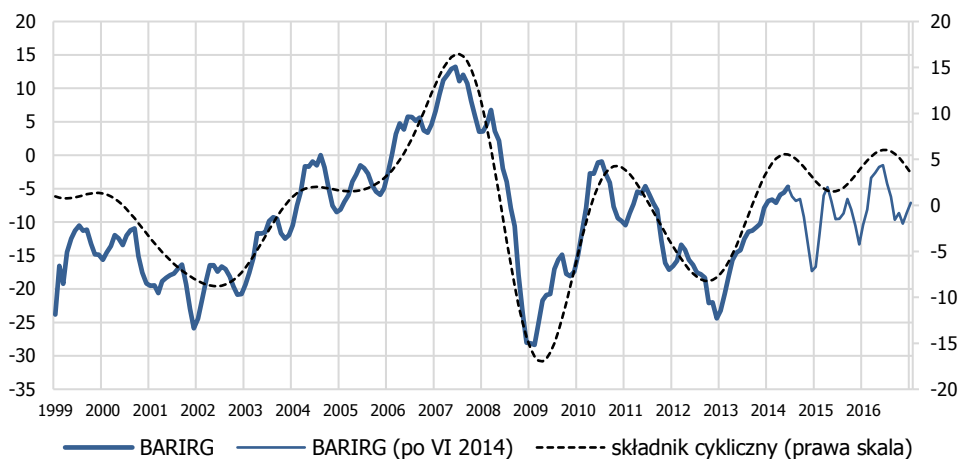
Niezależnie od tych czynników pogłębiają się w kraju podziały społeczne, których zaostrenie przyniosły wybory parlamentarne roku 2015. Mają one negatywny wpływ na kapitał społeczny, niszcząc delikatną tkankę wzajemnego zaufania wszystkich uczestników działalności gospodarczej i pogarszając ich nastroje. Zmiany w polityce gospodarczej nowego rządu nie sprzyjają zmniejszeniu niepewności. Zapowiedzi władz dotyczące zamierzonych regulacji w sferze gospodarczej znalazły odbicie w pogorszeniu się nastrojów przedsiębiorców i gospodarstw domowych. Rozbieżność między zapowiedziami polityków a oczekiwaniami podmiotów gospodarczych oraz chwiejność planów gospodarczych rządu, wynikająca z nie do końca dających się przewidzieć ich skutków i niejasności stanowionego prawa, wzmagają niepokój.

Powyższe ani nie wyczerpuje katalogu czynników niepewności i bieżących zagrożeń dla polskiej gospodarki, ani nie omawia ich dostatecznie obszernie, wskazuje jednak na ich duży ciężar gatunkowy i wyjątkową intensywność w ostatnim okresie. W odróżnieniu od ryzyka, niepewności nie potrafimy oszacować. Zauważamy jednak, iż jej wzrost przekłada się na nastroje uczestników i wyniki działalności gospodarczej, powodując zaburzenia w obserwowanym dotąd – na poziomie makroekonomicznym – wzorcu zachowań. Odzwierciedlają się one w procesach ekonomicznych, które diagnozujemy w badaniach koniunktury. Celem niniejszego artykułu jest analiza wpływu wzrostu niepewności na wzorzec zachowań cyklicznych w gospodarce polskiej, który ustalił się w latach wcześniejszych. Analiza obejmuje tendencje cykliczne w pięciu sektorach objętych badaniami koniunktury IRG SGH: przemyśle przetwórczym, budownictwie, sektorze bankowym, gospodarstwach domowych i handlu. Szczegółowa analiza dotyczy przemysłu przetwórczego. Badanie podjęliśmy w celu sprawdzenia prawdziwości hipotezy mówiącej, iż w latach 2013-2017 w gospodarce polskiej miała miejsce zmiana utrwalonych wcześniej prawidłowości cyklicznych.

2. Analiza graficzna

Zmiany koniunktury, jakie obserwujemy w gospodarce polskiej od 2013 roku, odbiegają od obserwowanego wcześniej wzorca cyklicznych wahań aktywności gospodarczej. Zaburzenia te sprawiają, iż w przebiegu wskaźników koniunktury, które Instytut Rozwoju Gospodarczego Szkoły

Główniej Handlowej w Warszawie (IRG) rejestruje i opracowuje od początku lat dziewięćdziesiątych ubiegłego wieku, w ostatnich trzech latach brak jest wyraźnej tendencji czy to ku wzrostowi czy spadkowi. Widoczne jest to zarówno w przebiegu barometru IRG (BARIRG), który opisuje koniunkturę na poziomie całej gospodarki¹, jak i w przebiegu wskaźników, opisujących koniunkturę w poszczególnych sektorach. Analizę rozpoczynamy od prezentacji zmian barometru IRG SGH (Rysunek 1).



Rysunek 1. Barometr IRG SGH w latach 1999-2016.

Szereg surowy (BARIRG, lewa skala) pokazuje zmiany wartości barometru w czasie. Zmiany amplitudy wahań i czasu trwania poszczególnych faz przedstawia składnik cykliczny (prawa skala)². W całej gospodarce rok 2013 i pierwsza połowa roku 2014 były okresem poprawy koniunktury, chociaż w kolejnych miesiącach przyrosty wartości barometru były coraz mniejsze. W tym okresie, a ściślej do czerwca 2014 r., mieliśmy

¹ BARIRG jest syntetycznym miernikiem, w skład którego wchodzi wskaźniki koniunktury w: rolnictwie, przemyśle przetwórczym, budownictwie, transporcie samochodowym, handlu i sektorze bankowym oraz wskaźnik kondycji gospodarstw domowych (nazywany również wskaźnikiem nastrojów konsumentów). Wskaźnik koniunktury w przemyśle i wskaźnik kondycji gospodarstw domowych mają wagę 2/9, pozostałe 1/9 (szczegółowe informacje o sposobie liczenia tych wskaźników w: http://kolegia.sgh.waw.pl/pl/KAE/struktura/IRG/koniunktura/Documents/metoda_badawcza.pdf).

² Estymacja czynnika cyklicznego była dwuetapowa. Wpierw z szeregu surowego usunięto składową sezonową metodą TRAMO-SEATS (z korektą o efekty kalendarza). Z reszty wyodrębniono składową cykliczną za pomocą asymetrycznego filtra Christiano-Fitzgeralda (z korektą o średnią, długość cyklu 2-12 lat). Tę metodę dekompozycji zastosowano do wszystkich analizowanych szeregów czasowych.

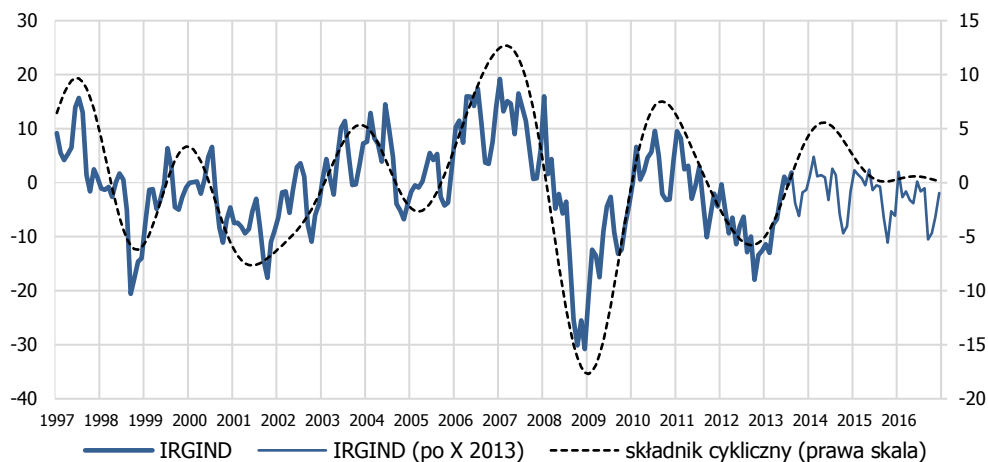
do czynienia z typową fazą wzrostową cyklu koniunkturalnego. Od połowy 2014 roku wartości barometru naprzemiennie rosły i malały, kolejne przyrosty niwelowały wcześniejsze spadki, okresy poprawy i pogorszenia się koniunktury były krótsze niż w poprzednich latach i nie wykazywały trwalszej tendencji wzrostowej czy spadkowej. Oszacowana składowa cykliczna przedstawia jednak inny obraz sytuacji w gospodarce, a mianowicie od maja 2014 r. do maja 2015 r. trwała faza spadkowa w cyklu BARIRG, po której nadeszła faza wzrostowa, zakończona najprawdopodobniej³ w czerwcu 2016 r. Oznaczałoby to, że pomiędzy połową 2014 r. a połową 2016 r. wystąpił w Polsce cykl trwający 25 miesięcy. Obraz, jaki wyłania się z porównania obu szeregów, jest zatem niespójny. Możliwe są dwa wyjaśnienia – albo zastosowana metoda estymacji czynnika cyklicznego zawodzi, generując cykl pozorny, albo jest on „głęboko ukryty” w szeregu surowym. Do rozwiązania tej zagadki wrócimy później.

W poszczególnych obszarach działalności gospodarczej, objętych badaniami koniunktury IRG SGH, zmiany przebiegały różnorodnie. Dla przemysłu przetwórczego lata 2013-2016 były okresem słabej i zmiennej koniunktury (Rysunek 2). Wcześniej niż w pozostałej części gospodarki, bowiem już w IV kwartale 2013 roku, tendencja wzrostowa została zahamowana. Od tego czasu wartości wskaźnika koniunktury (IRGIND) naprzemiennie rosły i malały, a częstotliwość zmiany kierunku była większa niż w przypadku barometru. Trudno dostrzec w przebiegu – po 2013 r. – zarówno wskaźnika surowego jak i jego składowej cyklicznej tendencję wzrostową czy spadkową. Może to wskazywać na pewne zagubienie przedsiębiorców, często zmieniających oceny swojej sytuacji bieżącej i przewidywań co do nieodległej przyszłości.

W badaniach koniunktury IRG SGH przedsiębiorcy odpowiadają także na pytania o bariery rozwoju działalności gospodarczej. Ich odpowiedzi wskazują, iż wspomniane wyżej źródła niepewności silnie na nią oddziałują. Brak siły roboczej, przede wszystkim wykwalifikowanej, wysunął się w ciągu ostatnich czterech lat na piąte miejsce na liście czynników ograniczających produkcję. W styczniu 2013 r. barierę tę wymieniało 12,1% badanych przedsiębiorstw, zaś w styczniu 2017 r. odsetek ten wyniósł 27,2%, zwiększając się ponad dwukrotnie (najwyższy odsetek, 30,9%, odnotowano w październiku 2016 r.). Na trzecim miejscu na liście barier wymieniana jest niestabilność przepisów prawnych. Na ten problem przedsiębiorcy zwracają

³ Brak jest formalnych podstaw, by twierdzić, że w czerwcu 2016 r. faktycznie wystąpił górny punkt zwrotny w przebiegu składnika cyklicznego barometru.

uwagę od początku badania koniunktury w przemyśle przetwórczym przez SGH, jednak odsetek przedsiębiorców narzekających na uciążliwość tej bariery znacznie zwiększył się w omawianym okresie – w styczniu 2013 roku wynosił 34,1% ankietowanych, a w styczniu 2017 roku 47,1%.

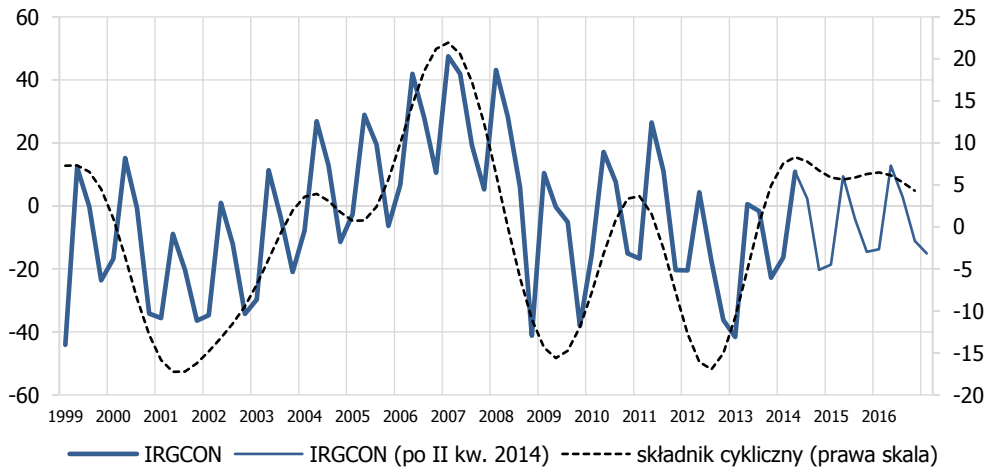


Rysunek 2. Wskaźnik koniunktury w przemyśle przetwórczym (IRGINd) w latach 1997-2016.

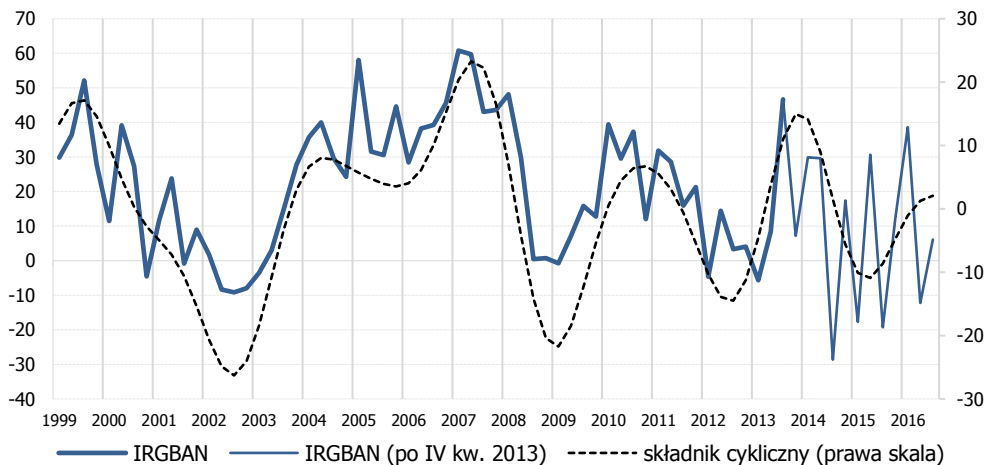
Dość podobnie wyglądały zmiany koniunktury w budownictwie. Tendencja wzrostowa wskaźnika koniunktury (IRGCON), widoczna jeszcze w 2013 r., załamała się w drugim kwartale 2014 r. Od tego czasu mamy do czynienia ze zmiennością koniunktury budowlanej, o której decydowały w przeważającej mierze czynniki sezonowe. Składnik cykliczny poruszał się trendem bocznym (Rysunek 3). Tak jak w przypadku przemysłu przetwórczego, w okresie I kwartał 2013 r. – I kwartał 2017 r. znacznie nasilił się negatywny wpływ niestabilności przepisów prawnych na działalność przedsiębiorstw budowlanych – odsetek ankietowanych wskazujących na tę barierę wzrósł z 21,8% do 34,1%.

Zmiany koniunktury w bankowości w latach 2013-2016 wyróżniały się nie tylko na tle lat wcześniejszych, ale i całej gospodarki. Zarówno zmienność jak i amplituda zmian surowych wartości wskaźnika koniunktury (IRGBAN) była bardzo wysoka – amplituda wahań sięgała ponad 70 punktów. Z kwartału na kwartał wartości wskaźnika naprzemiennie rosły i spadały, każdorazowo przekraczając linię „0” i notując kolejne historyczne minima i maksima. (Rysunek 4). Podobnego zjawiska nie odnotowano wcześniej w historii badania. Trudno nie wiązać reakcji banków z polityką wobec tego sektora, skutkującą zmniejszeniem jego zyskowności. O ile w roku 2014

w odpowiedziach respondentów z sektora bankowego widoczna była rosnąca rola barier związanych z trudnościami z pozyskaniem klientów oraz niedostatecznym popytem na usługi finansowe, to już w latach 2015 i 2016 za najważniejsze bariery banki uznawały restrykcje prawne i podatkowe. Było to wynikiem nałożenia podatku bankowego i wyższych opłat na rzecz BFG, związanych z upadkiem banków z sektora spółdzielczego i SKOK, oraz zapowiedziami przewalutowania kredytów walutowych.

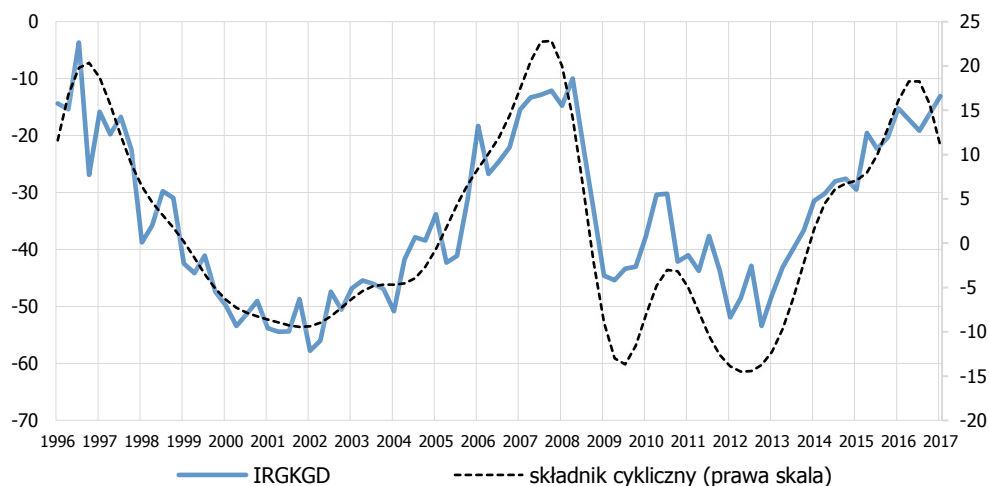


Rysunek 3. Wskaźnik koniunktury w budownictwie (IRGCON) w latach 1999-2016.



Rysunek 4. Wskaźnik koniunktury w bankowości (IRGBAN) w latach 1999-2016.

Jeszcze inaczej kształtowała się w omawianym okresie koniunktura w gospodarstwach domowych. Od IV kwartału 2012 r. wartości wskaźnika kondycji gospodarstw domowych (IRGKGD) niemal nieprzerwanie rosną (Rysunek 5). Wprawdzie w latach 2014-2016 ten ruch zwykłowy został zakłócony – jego tempo wyraźnie osłabło w 2014 roku, a w I i III kwartałach 2015 r. oraz w I połowie 2016 r. zanotowano przejściowe spadki – jednak zmiany te nie były dostatecznie silne, by powstrzymać cykliczny wzrost wskaźnika. Nastroje polskich gospodarstw domowych są dobre, a wskaźnik IRGKGD osiągnął już niemal wartość sprzed światowego kryzysu finansowego i gospodarczego 2007+.

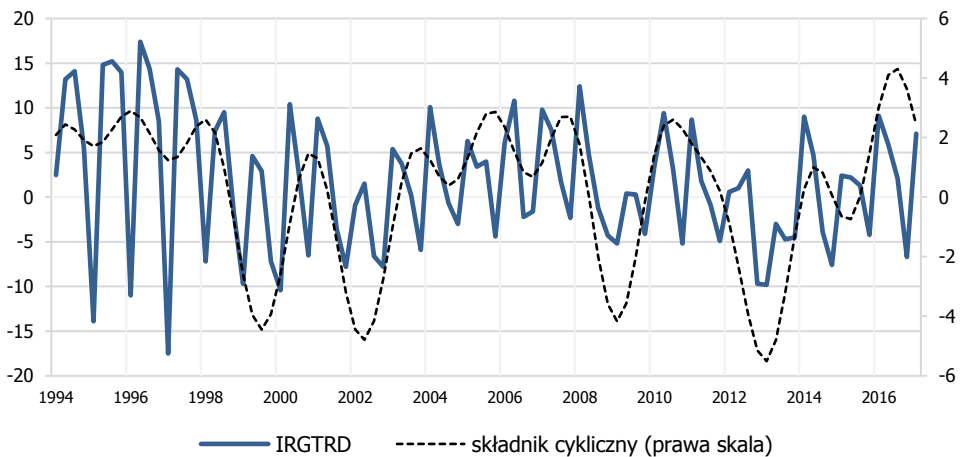


Rysunek 5. Wskaźnik kondycji gospodarstw domowych (IRGKGD) w latach 1996-2016.

Te dobre nastroje przenoszą się na zachowania zakupowe konsumentów. Co łączy koniunkturę w gospodarstwach domowych i handlu w analizowanym okresie, to brak odmienności przebiegu odpowiednich wskaźników względem lat wcześniejszych. Koniunktura w handlu ma swoją specyfikę. Wyróżniają ją krótsze niż w pozostałych działach gospodarki fazy wskaźnika koniunktury (IRGTRD) oraz bardzo krótkie – zwłaszcza w okresie ostatnich trzech lat – trwające zaledwie jeden kwartał wzrosty jego wartości. Jednak sam schemat zmian – słaba pierwsza fala, po której następują dwie lub trzy znacznie bardziej natężone – powtórzył się w omawianym okresie tak, jak wcześniej miało to miejsce w latach: 1999-2001, 2002-2004, 2005-2008 i 2009-2011.

Mamy więc dwoisty obraz zmian koniunktury w Polsce w ostatnich latach. W tej części gospodarki, która zajmuje się produkcją dóbr i obsługą

biznesu, lata 2014-2016 zaznaczyły się zaburzeniem dotychczasowego wzorca wahań cyklicznych, ustawiając ją w trendzie bocznym. Z kolei w pozostałej części gospodarki, tj. zajmującej się dystrybucją i spożyciem dóbr, kontynuowany jest cykliczny wzrost bez oznak zakłóceń tego rodzaju, jakie są obserwowane w produkcji. Przymuszczy, że źródła tych zakłóceń leżą w nadzwyczajnym wzroście niepewności w otoczeniu biznesu, która ma niewielki wpływ na postawy konsumentów. Gospodarstwa domowe konsumują owoce utrzymującego się od czterech lat niewysokiego, lecz stabilnego wzrostu gospodarczego, wzrostu wynagrodzeń realnych i spadku bezrobocia w warunkach bardzo niskich stóp procentowych, sprzyjających wzrostowi bieżącej konsumpcji. Nie dostrzegają natomiast zagrożeń, jakie są udziałem przedsiębiorstw, których perspektywa jest rozleglejsza i rozciąga się na dłuższy okres. Zakłócenia te zostaną poddane bardziej szczegółowej analizie. Zostanie ona przeprowadzona na przykładzie zachowań przedsiębiorstw z przemysłu przetwórczego.



Rysunek 6. Wskaźnik koniunktury w handlu (IRGTRD) w latach 1994-2016.

3. Zakłócenia cyklicznych wahań koniunktury w przemyśle przetwórczym w latach 2013-2016

Z badań wynika, że cykliczne wahania koniunktury w polskim przemyśle przetwórczym objaśniają zasadniczą część cyklu koniunkturalnego w Polsce (Adamowicz i in., 2011; Adamowicz, Walczyk, 2013). Z tego powodu bardziej szczegółową analizę zaburzeń cyklicznego

rytmu zmian w polskiej gospodarce w ostatnich trzech latach ograniczymy do przemysłu przetwórczego. Obraz przebiegu zmian cyklicznych w tym sektorze jest przedstawiony na rysunkach 2 i 7, obejmujących okres marzec 1997 r. – październik 2016 r. Na rysunkach tych pokazane są zmiany złożonego wskaźnika koniunktury (IRGIND) i ośmiu wskaźników prostych – podstawowych sald (stanów) odpowiedzi na pytania ankiety, dotyczące: wielkości produkcji, wielkości zamówień ogółem, wielkości zamówień eksportowych, wielkości zapasów wyrobów gotowych, poziomu cen, wielkości zatrudnienia, sytuacji finansowej oraz ogólnej sytuacji gospodarczej w kraju. Są to główne pytania w ankiecie comiesięcznego badania koniunktury w przemyśle przetwórczym. Na wykresach wyróżniono okres XI 2013 r. – X 2016 r. (linia przerywana). Na podstawie analizy graficznej można sformułować trzy główne spostrzeżenia:

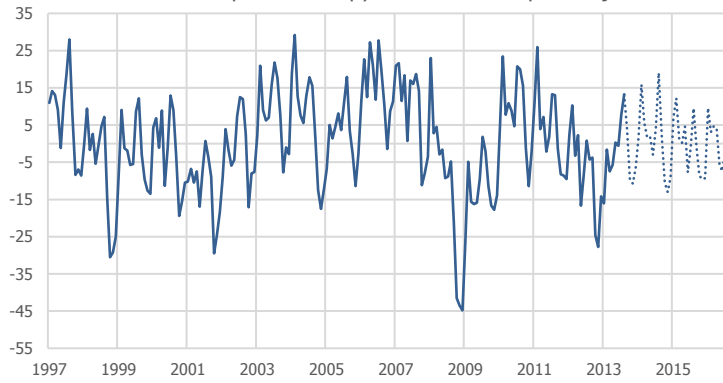
1. Zmienność wartości wskaźnika i sald, mierzona wielkością kolejnych ich przyrostów (rozproszeniem wokół średniej), była w wyróżnionym okresie mniejsza niż w latach wcześniejszych.
2. Okresy naprzemiennych wzrostów i spadków wartości wskaźnika i sald były w tym okresie krótsze niż wcześniej (częstotliwość zmian kierunku ruchu wskaźników była większa).
3. Wartości wskaźnika i sald nie wykazywały w omawianym okresie trwałej tendencji ani do wzrostu, ani do spadku (w nomenklaturze analizy cyklu koniunkturalnego nie znajdowały się ani w fazie wzrostowej, ani w spadkowej, lecz poruszały się w trendzie bocznym).

Słuszność tych spostrzeżeń została sprawdzona za pomocą prostych miar statystycznych. W tym celu każdy z dziewięciu szeregów czasowych (wskaźnik i 8 sald), złożonych z 236 obserwacji, $x^i = \{x_1^i, x_2^i, \dots, x_{236}^i\}$ ($i = 1, 2, \dots, 9$), został podzielony na łącznie 201^4 podszeregów o długości 36 miesięcy, z których każdy kolejny zaczyna się (kończy) w miesiącu następującym po miesiącu, w jakim rozpoczął się (zakończył) podszereg poprzedni, $x_k^i = \{x_{k1}^i, x_{k2}^i, \dots, x_{k36}^i\}$, $k = 1, 2, \dots, 201$ (3-letnie tzw. okno ruchome). Dla każdego z podszeregów x_k^i zostały obliczone:

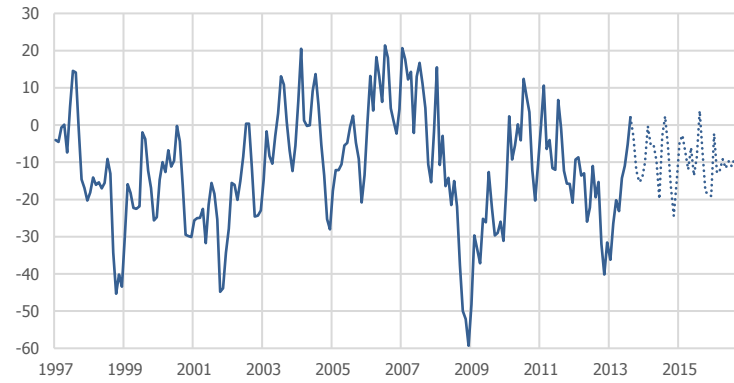
- rozstęp,
- odchylenie standardowe,
- średni przyrost,
- średni czas (w miesiącach) wzrostu/spadku, obliczony jako iloraz liczby miesięcy, w których zaobserwowano wzrost (spadek)

⁴ W przypadku salda odpowiedzi na pytanie o ogólną sytuację gospodarczą w kraju liczba okien wyniosła 200.

saldo odpowiedzi na pytanie o wielkość produkcji



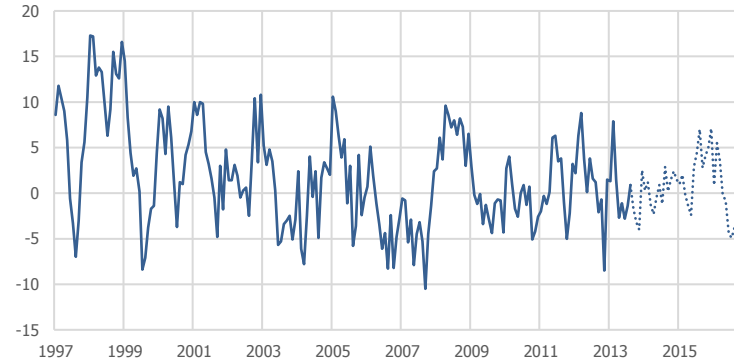
saldo odpowiedzi na pytanie o wielkość zamówień ogółem



saldo odpowiedzi na pytanie o wielkość zamówień eksportowych



saldo odpowiedzi na pytanie o wielkość zapasów





Rysunek 7. Salda testu koniunktury w przemyśle przetwórczym w okresie marzec 1997 r. – październik 2016 r.

wartości zmiennej i , i liczby co najmniej jednomiesięcznych okresów wzrostu (spadku) jej wartości,
 – średni odsetek odpowiedzi „brak zmiany”⁵,
 a następnie przeprowadzono normalizację wartości tych miar wg wzoru:

$$\widehat{m}_{ki}^j = \frac{m_{ki}^j - m_{ki_min}^j}{m_{ki_max}^j - m_{ki_min}^j},$$

gdzie m_{ki}^j to wyrazy ciągu złożonego z wartości miary j , obliczonych dla każdego k podszeregu zmiennej i , $m_{ki_min}^j$ wartość najmniejsza tego ciągu, a $m_{ki_max}^j$ jego wartość największa. W wyniku normalizacji otrzymano ciąg wartości \widehat{m}_{ki}^j , które mieszczą się w przedziale $\langle 0,1 \rangle$.

Procedurę tę przedstawimy na przykładzie jednej z miar. Szereg wartości wskaźnika IRGIND, złożony z 236 miesięcznych obserwacji, z których pierwsza została zarejestrowana w marcu 1997 r., a ostatnia w październiku 2016 r., został podzielony na 201 36-miesięcznych podszeregów. Pierwszy rozpoczyna się w marcu 1997 r. i kończy w lutym 2000 r., drugi rozpoczyna się w kwietniu 1997 r. i kończy w marcu 2000 r. itd. Ostatni rozpoczyna się w listopadzie 2013 r. i kończy w październiku 2016 r. Obliczono odchylenie standardowe (σ) wartości każdego z podszeregów i otrzymano 201-elementowy ciąg odchyleń standardowych. Okazało się, że najmniejszy element tego ciągu to odchylenie standardowe okna XI'13-X'16 (3,66 pkt), a największy to odchylenie standardowe okna VII'06-VI'09 (okres światowego kryzysu finansowego i gospodarczego, 14,8 pkt). Następnie, ten 201-elementowy ciąg odchyleń standardowych poddano normalizacji do przedziału $\langle 0,1 \rangle$. Te same działania wykonano na szeregach wartości ośmiu sald testu koniunktury. Na koniec dla każdego k podszeregu obliczono średnią $\frac{1}{9} \sum_{i=1}^9 \widehat{m}_{ki}^\sigma$, otrzymując w rezultacie ciąg średnich $\{\widehat{m}_k^\sigma\}$.

Wszystkie trzy użyte miary zmienności (rozstęp, odchylenie standardowe i średni przyrost) dają jednoznaczne wskazania – ponad wszelką wątpliwość omawiany okres, tj. listopad 2013 r. – październik 2016 r., wyróżnia się najmniejszą amplitudą zmian wartości wskaźników aktywności gospodarczej (złożonego i prostych) w przemyśle przetwórczym (Tabela 1). Charakteryzuje się on również wysoką częstotliwością zmian ich kierunku ruchu (wzrost/spadek). Średni czas wzrostu/spadku nie jest wprawdzie

⁵ Obliczając wartość salda, odpowiedzi „brak zmiany” są pomijane.

najkrótszy⁶ (0,2546 po normalizacji), ale jest mu bliski (mediana wynosi 0,4137).

Tabela 1. Średnie wartości statystyk zmienności aktywności gospodarczej w przemyśle przetwórczym.

	min	okno	max	okno
rozstęp	0,0143	XI'13-X'16	0,9318	IX'06-VIII'09
odchylenie standardowe	0,0145	XI'13-X'16	0,9264	IX'06-VIII'09
średni przyrost	0,1026	XI'13-X'16	0,8312	V'06-IV'09
średni czas wzrostu/spadku	0,1181	X'10-IX'13	0,7301	IV'02-III'05
średni odsetek odpowiedzi „brak zmiany” ⁷	0,1573	II'99-I'02	0,8768	III'05-II'08

Objaśnienia: min – najniższa wartość ciągu $\{\overline{m}_k\}$, max – najwyższa (wartość) ciągu $\{\overline{m}_k\}$.

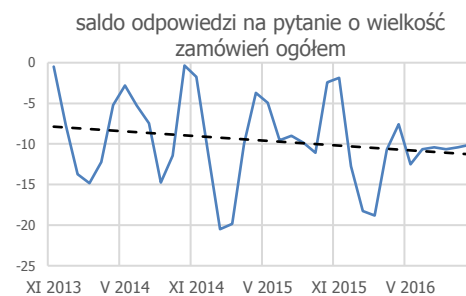
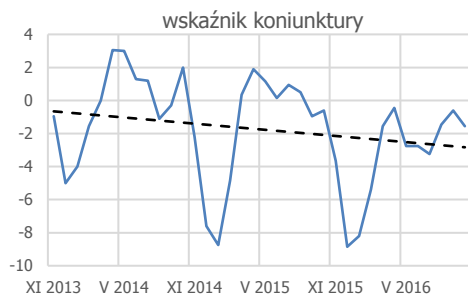
Normalizacja do przedziału $\langle 0,1 \rangle$ stwarza możliwość nakreślenia syntetycznego obrazu koniunktury w przemyśle przetwórczym w okresie XI'13-X'16 na tle lat wcześniejszych przez uśrednienie wartości miar zmienności i długości okresów wzrostu/spadku. Inaczej mówiąc, otrzymamy w ten sposób informację o tym, jak analizowany okres ma się do pozostałych, biorąc pod uwagę wielkość oraz czas trwania kolejnych przyrostów wartości wskaźnika koniunktury i sald. Wartość tak skonstruowanej miary zmienności wynosi dla omawianego okresu 0,0624 i jest najniższa spośród wszystkich, co oznacza, że był on szczególnie z uwagi na niewielkie, a zarazem częste zmiany wartości wskaźnika IRGIND i podstawowych sald testu koniunktury. Okazuje się również, że w okresie tym średni odsetek odpowiedzi „brak zmiany” na pytania ankiety był trzeci najwyższy (0,8705) wśród wszystkich. Wyjątkowo wiele ankietowanych przedsiębiorstw przemysłowych nie zanotowało więc w ciągu ostatnich trzech lat zmiany podstawowych wskaźników ich działalności gospodarczej (wielkości produkcji, zamówień, zatrudnienia itd.). Można powiedzieć, że przemysł przetwórczy przeżywał w owym czasie względny zastój, zwłaszcza że, jak wynika z analizy przyrostów, różnice między odsetkami respondentów, którzy zanotowali wzrost, a odsetkami respondentów, którzy zanotowali spadek, były rekordowo małe i zmieniały znak (z ujemnego na dodatni/z dodatniego na ujemny) nader często.

⁶ Krótsze wzrosty/spadki występowały w oknach rozpoczynających się między grudniem 2009 r. a lutym 2013 r. Ogólnie rzecz biorąc, po roku 2009 czas wzrostu/spadku znacznie się skrócił.

⁷ Dla wskaźnika koniunktury nie liczonego średniego odsetka odpowiedzi „brak zmiany”.

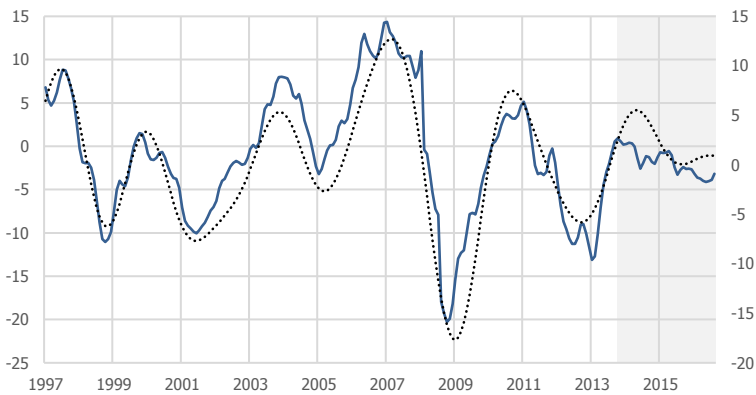
Ów zastój objawia się brakiem wyraźnej tendencji wzrostowej lub spadkowej. Gdyby połączyć linią środki przedziałów, których końce byłyby wyznaczone przez kolejne wartości wskaźnika IRGIND (sald), to istnienie tendencji ku wzrostowi (spadkowi) potwierdzałaby wznosząca się (opadająca) linia prosta. Tymczasem linia ta łamie się wielokrotnie (Rysunek 8). Odpowiadająca jej linia trendu (linia przerywana) lekko opada (wznosi się w przypadku sald odpowiedzi na pytania o wielkość zapasów i zatrudnienia), sygnalizując niewyraźne cykliczne pogorszenie się koniunktury. Wyraźna jest natomiast sezonowość, zwłaszcza zmian wielkości produkcji i zamówień. Po jej usunięciu (metodą TRAMO-SEATS) uzyskujemy bardziej przejrzysty obraz zmian koniunktury. Nie podważa on jednak wcześniejszych ustaleń – w omawianym okresie przebieg wyrównanych sezonowo: wskaźnika koniunktury i podstawowych sald testu koniunktury odbiega od wzorca wahań cyklicznych, utrwalonego w latach wcześniejszych (Rysunki 9 i 10, linia ciągła). Składają się na niego ostre, strome szczyty (górne punkty zwrotne), z rzadka dwu- lub trzywierzchołkowe, i głęboko wcięte, V-kształtne dna (dolne punkty zwrotne). Ostatni szczyt, odcinający analizowany okres, ledwo się zaznacza, a w przypadku salda odpowiedzi na pytanie o ceny jest raczej rodzajem mirażu. Dalszy rozwój przybiera różnorakie formy, czy to postrzępionego szczytu, płaskiego (produkcja) bądź z pojedynczym wyniesieniem (zatrudnienie), czy łagodnego grzbietu z klinami (wskaźnik IRGIND, zamówienia ogółem i eksportowe, sytuacja finansowa, ogólna sytuacja gospodarcza), czy też niecki zakończonej fałdem (ceny). W niektórych przypadkach (zamówienia eksportowe, zapasy, sytuacja finansowa, ogólna sytuacja gospodarcza) zdaje się, że formacje te w nie w pełni wykształconej jeszcze postaci wystąpiły już wcześniej, po recesji wywołanej światowym kryzysem finansowym i gospodarczym 2007+. Co je wszystkie łączy, a zarazem odróżnia od cyklicznego wzorca, to niewielkie nachylenie czy wręcz jego brak – oznaka stagnacji. W konsekwencji rodzi się wątpliwość, czy oszacowanie składowej cyklicznej (w omawianym okresie) za pomocą filtra Christiano-Fitzgeralda⁸ (linia przerywana na Rysunkach 9 i 10) jest prawidłowe, tzn. czy faktycznie wystąpił szczyt na przełomie lat 2013 i 2014, i czy faktycznie od tego czasu przemysł przetwórczy przechodzi fazę spadkową cyklu koniunktury. Jest również wątpliwe, czy zastosowanie innego filtra w celu detrendyzacji nie wykazałoby istnienia cyklu pozornego, bowiem wszystkie popularne metody

⁸ Zob.: Christiano, Fitzgerald (2003). Uzasadnienie stosowania filtra Christiano-Fitzgeralda do detrendyzacji danych jakościowych w: Adamowicz i in. (2009).



Rysunek 8. Środki przyrostów wartości wskaźnika IRGIND i sald w okresie listopad 2013 r. – październik 2016 r.

dekompozycji szeregów czasowych mają podobne właściwości statystyczne (zob. np.: Kranendonk i in., 2004; Zarnowitz, Ozyildirim, 2006; Adamowicz i in., 2009) i są krytykowane za generowanie cykli pozornych. Proponuje się alternatywnie dokonanie dekompozycji za pomocą strukturalnego modelu szeregów czasowych albo, jak w opublikowanym w niniejszym numerze „Prac i Materiałów Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH” artykule Bernardelliiego i Dędys, przełącznikowego modelu Markowa z trzema stanami. W istocie kwalifikują oni lata 2014-2016 w polskim przemyśle przetwórczym jako trzeci stan, który może być interpretowany jako faza przejściowa (między fazami wzrostową a spadkową), bądź faza o osobliwej genezie, niekoniecznie występująca w każdym cyklu.

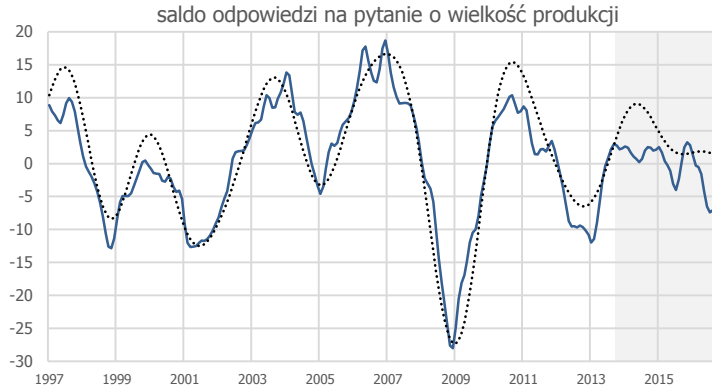


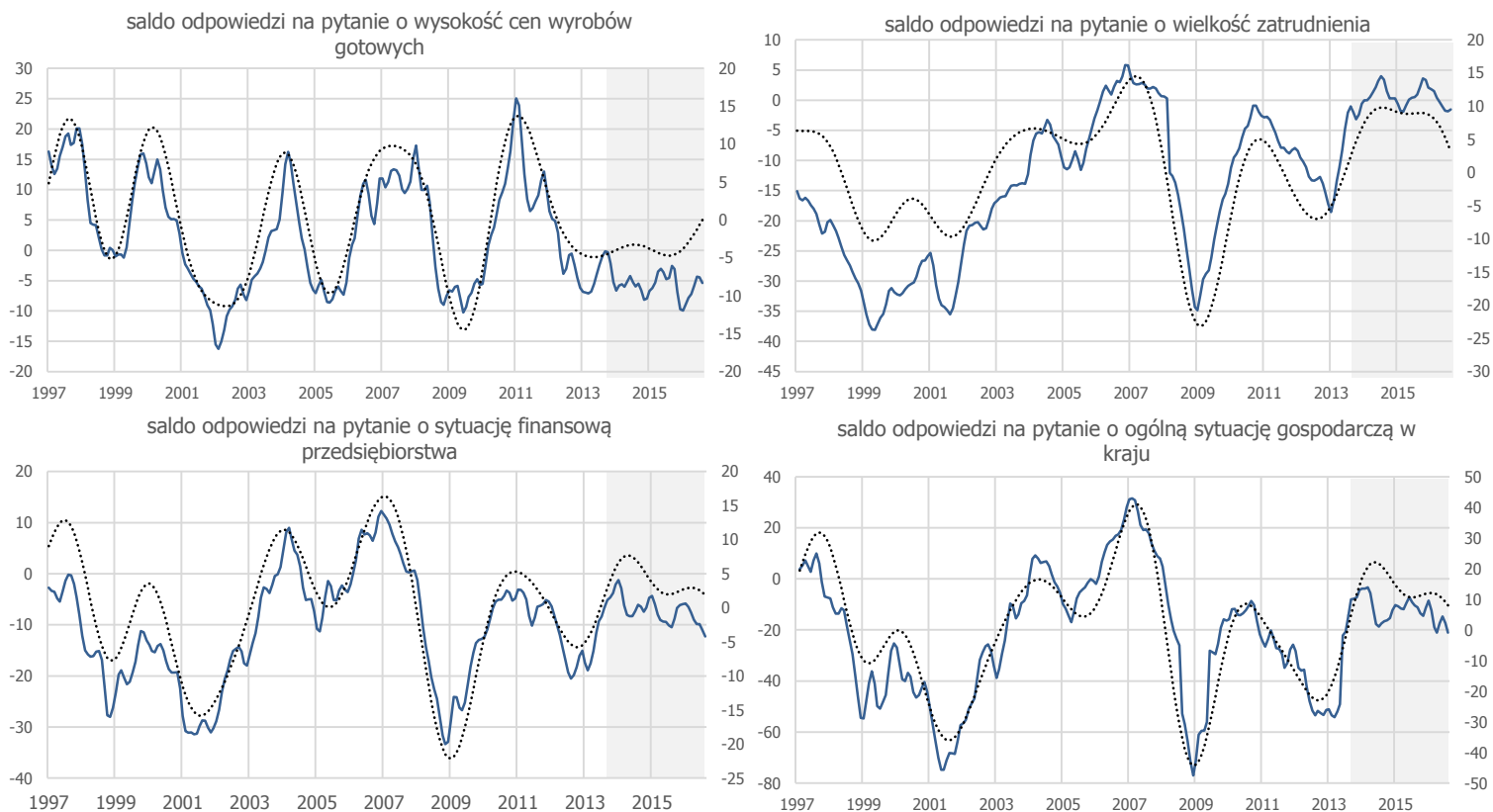
Rysunek 9. Wyrównany sezonowo wskaźnik koniunktury IRGIND (linia ciągła, lewa skala) i jego składowa cykliczna (linia przerywana, prawa skala) w okresie III'97-X'16 (okres XI'13-X'16 zaciemniono).

4. Wnioski

Lata 2013-2016 to szczególny okres w polskiej gospodarce, a zwłaszcza w przemyśle przetwórczym, przynajmniej w świetle wyników badań koniunktury IRG SGH. Cechowało go obniżenie dynamiki produkcji przy jednoczesnym wzroście popytu konsumpcyjnego i niestabilność rozwoju aktywności gospodarczej. Zaburzyło to cykliczny rytm wahań koniunktury, ustawiając ją w trendzie bocznym.

Zjawisko to rodzi problem dla tych metod detrendyzacji, które rozpoznają cykl jako odchylenie od trendu. Do wyników estymacji składnika cyklicznego z ich użyciem należy zatem podchodzić z ostrożnością, nie jest bowiem wykluczone, że ukazują fałszywy obraz koniunktury.





Rysunek 10. Wyrównane sezonowo salda (linie ciągłe, lewa skala) i składowe cykliczne salda (linie przerywane, prawa skala) testu koniunktury w przemyśle przetwórczym w okresie marzec 1997 r. – październik 2016 r. (okres XI'13-X'16 zacieniowano).

Wydaje się, że to nietypowe zachowanie się producentów jest skutkiem nadzwyczajnej niepewności w ich otoczeniu, natężonej napięciami o różnorodnym podłożu. Pod jej wpływem prawdopodobnie powstrzymują się oni od podejmowania decyzji o dalekosiężnych skutkach, miarkują swoje zamierzenia, a zarazem mają kłopot z właściwą oceną bieżącej sytuacji na rynku, jakby znajdowali się w stanie ciągłego rozedrgania, oczekiwania „niespodziewanego” i obawy przed popełnieniem poważnego błędu. Jeśli nasza hipoteza jest prawdziwa, jest nie mniej prawdopodobne, że ten sam czynnik, który spowodował zaburzenie cyklicznego rytmu zmian koniunktury, rytm ten wytwarza.

Odnotowana w badanym okresie sytuacja nie jest zjawiskiem obcym historii koniunktury, chociaż w przypadku gospodarki polskiej obserwujemy ją po raz pierwszy. Wybitny badacz koniunktury gospodarczej, Victor Zarnowitz, w jednej ze swych prac pisze: „w ciągu ostatnich 200 lat cykle koniunkturalne bardzo zmieniły się pod względem długości, rozległości i siły. Zarazem wyróżnia się je z uwagi na ich powtarzalność, trwałość i powszechność. To zróżnicowane, złożone i ewoluujące zjawisko o historycznej i ekonomicznej dynamice” (1992). Zazwyczaj dotąd w odpowiedzi na trwałe zmiany w przebiegu cykli koniunkturalnych pojawiały się nowe metody i narzędzia ich analizy. Należy mieć nadzieję, iż stanie się tak i teraz.

Literatura

- Adamowicz, E., Dudek, S., Pachucki, D., Walczyk, K. (2009). Synchronizacja cyklu koniunkturalnego polskiej gospodarki z krajami strefy euro w kontekście struktury tych gospodarek. w: *Raport na temat pełnego uczestnictwa Rzeczypospolitej Polskiej w trzecim etapie Unii Gospodarczej i Walutowej. Projekty badawcze*. t. I. Warszawa: Narodowy Bank Polski, 8-224.
- Adamowicz, E., Klimkowska, J., Walczyk, K. (2011). Wahania koniunkturalne w Polsce. *Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego*, 87: 9-32.
- Adamowicz, E., Walczyk, K. (2013). Jakościowy cykl koniunkturalny w Polsce. Sektorowe zmiany aktywności gospodarczej. *Przegląd Zachodniopomorski*, 28(3-1): 17-2.
- Christiano, L., Fitzgerald, T. J. (2003). The band-pass filter. *International Economic Review*, 44(2): 435-65.
- Kranendonk, H. C., Bonenkamp, J., Verbruggen, J. P. (2004). A leading indicator for the Dutch economy – methodological and empirical revision of the CPB system. *CESifo Working Paper*, 1200.

-
- Zarnowitz, V., Ozyildirim, A. (2006). Time series decomposition and measurement of business cycles, trends, and growth cycles. *Journal of Monetary Economics*, 53(7): 1717-1739.
- Zarnowitz, V. (1992). What is a business cycle. w: *The business cycle: Theories and evidence*. M. T. Belongia, M. R. Garfinkel (red.). Boston, MA: Kluwer Academic Publishers, 3-72.