Bank i Kredyt 46(4), 2015, 393-410

BANK I KREDYT
BANK & CREDIT

Czynniki wpływające na opinie przedsiębiorców w kwestionariuszowych badaniach koniunktury

Sławomir Kalinowski*

Nadesłany: 26 stycznia 2015 r. Zaakceptowany: 21 kwietnia 2015 r.

Streszczenie

Artykuł dotyczy kwestionariuszowych badań koniunktury. Jego celem było zbadanie, czy zmienność zjawisk zachodzących w przedsiębiorstwach oraz w ich najbliższym otoczeniu wpływa na zmienność opinii przedsiębiorców na temat sytuacji ich firm. W badaniach wykorzystano ankiety koniunktury prowadzone przez Główny Urząd Statystyczny w Polsce wśród przedsiębiorstw przemysłu przetwórczego w latach 2000–2014. Na podstawie wyników wcześniejszych badań przyjęto ogólną hipotezę, że na opinie przedsiębiorców, stanowiące zmienne jakościowe, istotnie wpływają zmienne ilościowe, kształtujące kondycję ekonomiczną firm. W badaniu zastosowano metody analizy szeregów czasowych (Census II i filtr Hodricka-Prescotta) oraz metody analizy współzależności zjawisk (współczynnik korelacji Pearsona i test przyczynowości Grangera).

Słowa kluczowe: ankietowe badanie koniunktury, cykliczność dynamiki gospodarczej, analiza ekonomiczna i finansowa przedsiębiorstw

JEL: C43, C53

* Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu, Katedra Mikroekonomii; e-mail: slawomir.kalinowski@ue.poznan.pl.

1. Wstęp

Ankieta koniunktury uznawana jest za narzędzie badania kondycji gospodarki na podstawie teorii racjonalnych oczekiwań (Muth 1961). Zgodnie z nią istnieje związek między zmiennością rzeczywistości gospodarczej a opiniami i postawami uczestniczących w niej podmiotów. Rośnie zatem zainteresowanie kwestionariuszowymi badaniami koniunktury i związkami ich wyników ze zmiennością dynamiki gospodarczej. Niepodważalna przewaga badań kwestionariuszowych wynika stąd, że ich wyniki są podawane z miesięcznym wyprzedzeniem. Tymczasem większość danych ilościowych o sytuacji przedsiębiorstw i gospodarki podawana jest z opóźnieniem kwartalnym.

Przedmiotem wielu badań, z których część zostanie przypomniana w artykule, była zdolność predykcyjna danych jakościowych, umożliwiająca poprawienie wyników prognoz dynamiki gospodarczej w skali makro. Badacze skupiali w nich uwagę na związku zmienności danych jakościowych ze zmiennością PKB, inflacji i bezrobocia w kolejnych okresach. W swych dociekaniach najczęściej nie uwzględniali źródeł opinii będących podstawą zmiennych jakościowych. W tym artykule odwrócono kierunek zależności. Jego celem było sprawdzenie, w jaki sposób zmienność danych ilościowych z minionych okresów wpływa na zmienność bieżących opinii przedsiębiorców.

Przedstawiony tu problem badawczy wynika z potrzeby sprawdzenia, na jakim fundamencie informacyjnym opierają się odpowiedzi na pytania kwestionariuszy koniunktury. Czy mają one związek z faktami ekonomicznymi w pojedynczych przedsiębiorstwach i w skali makro? Jeżeli dane jakościowe z ankiet koniunktury mają być istotnymi zmiennymi w modelach służących do prognozowania aktywności gospodarczej, to ich zmienność powinna się wiązać z czynnikami wpływającymi na tę aktywność w okresach wcześniejszych.

Wykorzystanie danych kwestionariuszowych w prognozowaniu dynamiki gospodarczej polega między innymi na zebraniu informacji na poziomie mikro, które określają bieżące nastroje przedsiębiorców. Zgodnie z teorią racjonalnych oczekiwań mają się one przełożyć na realne decyzje ekonomiczne w najbliższych miesiącach. Jeśli odpowiedzi przedsiębiorców nie wiążą się ze zjawiskami zachodzącymi w ich firmach, to przydatność budowanych na nich zmiennych jakościowych do prognozowania zmian PKB jest znikoma i może mieć charakter związku statystycznego, a nie zależności ekonomicznej. Innym możliwym ograniczeniem jest kształtowanie się zmiennych jakościowych pod wpływem komunikatów o zmiennych makroekonomicznych, np. komunikatów o zmianach PKB. Może to powodować, że prognozowanie tempa wzrostu PKB w kolejnych kwartałach za pomocą zmiennych jakościowych będzie miało charakter modelu autoregresyjnego.

2. Wyniki dotychczasowych badań

Wykorzystanie danych jakościowych budowanych na podstawie opinii przedsiębiorców o tym, czy sytuacja w jakimś zakresie poprawiła się, pogorszyła czy pozostała bez zmian, było możliwe dzięki ich kwantyfikacji. Są dwie kanoniczne metody zmiany danych jakościowych w ilościowe. Pierwsza, opracowana przez Carlsona i Parkina (1975), zwana jest metodą prawdopodobieństwa. Opiera się na założeniu, że indywidualne odpowiedzi dotyczące przyszłych wartości zmiennych są budowane zgodnie z subiektywną funkcją rozkładu prawdopodobieństwa. Ponadto zagregowane odpowiedzi, zgodnie z tą metodą, mają rozkład normalny z symetrycznymi granicami. Jest on niezmienny w czasie i odmienny w różnych

gospodarkach. Druga z tradycyjnych metod kwantyfikacji to propozycja Pesarana (1984). W odpowiedzi na restrykcyjność założeń metody Carlsona-Parkina zaproponował on wykorzystanie związków pomiędzy wartościami zmiennych ilościowych a percepcją danych historycznych przez respondentów w celu zidentyfikowania różnic w stosunku do danych statystycznych. Skwantyfikowane oczekiwania były następnie kalkulowane za pomocą odpowiednich równań regresji.

Badania nad relacjami między zmiennymi ilościowymi a zmiennymi jakościowymi z ankiet koniunktury trwają, od kiedy te ostatnie wykorzystuje się do prognozowania wahań dynamiki gospodarczej. Jednym z pierwszych było studium Jochemsa i De Wita (1959). Jego wyniki potwierdziły przydatność danych jakościowych do prognozowania dynamiki gospodarczej. W innym wczesnym badaniu Theil (1952) wykorzystał analizę regresji, aby skonfrontować dane jakościowe z Munich Business Test z danymi ilościowymi. Wynik potwierdził zdolności prognostyczne zmiennych jakościowych.

Ważnym, kompleksowym studium zestawiającym dane jakościowe z ilościowymi były badania Kleina i Moore'a, opublikowane w dwóch artykułach (1981a; 1981b). Poddali oni testowi wyniki ankiet koniunktury prowadzonych na przedsiębiorstwach zrzeszonych w Confederation of British Industry. W pierwszym z artykułów przedstawili wyniki badań nad zgodnością cykli koniunkturalnych w gospodarce brytyjskiej z wynikami ankiet dotyczącymi liczby nowych zamówień. Wykorzystując metodę punktów zwrotnych, sformułowali wniosek, że wyniki badań ankietowych przedsiębiorców oceniających liczbę nowych zamówień są bardzo przydatne do oceny bieżącej sytuacji ekonomicznej w gospodarce. Wszystkie analizowane szeregi czasowe danych jakościowych były zgodne z cyklem koniunkturalnym w gospodarce brytyjskiej i danymi ilościowymi dotyczącymi nowych zamówień.

W drugim z artykułów Klein i Moore poddali badaniu dane jakościowe odnoszące się do zapasów, zysków i nastrojów przedsiębiorców, wyrażanych odpowiedziami na pytanie: „czy jesteś mniej czy bardziej optymistyczny, niż byłeś cztery miesiące temu, odnośnie do ogólnej sytuacji ekonomicznej w swojej branży?"[1]. Wyniki drugiego studium wykazały, że w każdym przypadku bilanse netto odpowiedzi, zarówno według indywidualnego, jak i skumulowanego podejścia, były zgodne z cyklem wzrostu gospodarki brytyjskiej.

Przykładem badania testującego moc predykcyjną zmiennych jakościowych kwantyfikowanych metodą Carlsona-Parkina było studium C (Müller 2009). Badanie to opierało się na analizie danych z poszczególnych przedsiębiorstw. Autor, w odróżnieniu od innych podejść, nie wykorzystywał danych zagregowanych dla całego sektora. Porównywał dane ilościowe i jakościowe osobno dla każdego przedsiębiorstwa. Główne badanie objęło prawie 13 tys. miesięcznych obserwacji z okresu od kwietnia 2005 do listopada 2006 r. „Analiza danych ilościowych i jakościowych na poziomie indywidualnych przedsiębiorstw zaprezentowana w artykule umożliwiła bezpośrednie testowanie założenia o racjonalności. Wykazała, że odpowiedzi w ankietach są bardzo wiarygodne. Wyniki badań stanowią silne potwierdzenie tezy o poprawności kwantyfikacji danych jakościowych (tamże, s. 9).

Inne ważne badanie zostało przeprowadzone dla indeksów jakościowych Komisji Europejskiej (Gayer 2005). Wynika z niego, że moc predykcyjna indeksów analizowanych przez tę instytucję jest różna. Autor wykazał, że w większości przypadków KE ogranicza się do krótkookresowego prognozowania PKB. Wskaźnik nastrojów w gospodarce (*economic sentiment indicator*, ESI) okazał się najbardziej użyteczny w prognozowaniu dynamiki gospodarczej na jeden kwartał i dwa kwartały. Wskaźnik nastroju konsumenckiego (*retail confidence indicator*, RCI) nie przyczyniał się do poprawy prognoz PKB. Wskaźnik klimatu biznesowego (*business climate indicator*, BCI) nie był bardziej przydatny od wskaźnika nastrojów w przemyśle (ICI). Zaskakująco wysoką moc predykcyjną ujawnił wskaźnik nastroju w budownictwie.

[1] Wszystkie tłumaczenia pochodzą od autora artykułu.

Unia Europejska wydała dokument, mający na celu harmonizację kwestionariuszowych badań koniunktury (EU 2007). Pozwala on na porównywanie wyników badań w krajach członkowskich. Posłużył jako podstawa tworzenia metody kwestionariuszowych badań koniunktury również w Polsce (GUS 2013). Nie oznacza to, że ankiety koniunktury są identyczne we wszystkich krajach członkowskich UE. Przykładowo, w comiesięcznym badaniu nastrojów w przemyśle przetwórczym dokument Komisji Europejskiej określa treść ośmiu pytań. Polska ankieta kierowana do przedsiębiorców zawiera dodatkowo trzynaście pytań. Bardzo ciekawym badaniem, porównującym moc predykcyjną wyników ankietowych badań koniunktury w krajach UE, jest studium Silgoner (2007). Autorka wykazała, że zmienne jakościowe z kwestionariuszowych badań koniunktury przeprowadzanych w nowych krajach członkowskich mają mniejszą zdolność do predykcji dynamiki gospodarczej niż w państwach „starej" Unii.

Ważnym studium spójności danych jakościowych i ilościowych było badanie Lui, Mitchella i Weale'go (2011). Autorzy testowali w nim spójność zmiennych jakościowych i ilościowych na próbie 96 przedsiębiorstw produkcyjnych z Wielkiej Brytanii. Badanie wykazało małą przydatność danych jakościowych. „Na poziomie przedsiębiorstw dane jakościowe nie dostarczają dobrego wskaźnika pozostającego w stałej relacji ze wzrostem poziomu aktywności gospodarczej" (tamże, s. 346).

Prezentowane badania w zdecydowanej większości potwierdziły znaczną moc predykcyjną danych jakościowych pochodzących z ankiet koniunktury. Równocześnie wskazywały jednak na zróżnicowanie wartości prognostycznej danych jakościowych. Warto dotrzeć do źródeł opinii respondentów, może to bowiem pomóc w identyfikacji czynników powodujących to zróżnicowanie.

W prezentowanym poniżej badaniu autor uznał za interesujące odwrócenie perspektywy badawczej. Zamiast analizować, jak dane ilościowe umożliwiają prognozowanie ilościowych miar aktywności gospodarczej, skupiono się na tym, jak wpływają na zmienność szeregów czasowych danych jakościowych. Drugą cechą wyróżniającą to badanie jest wzięcie pod uwagę wskaźników finansowych charakteryzujących sytuację przedsiębiorstw jako zmiennych ilościowych mogących wpływać na opinie respondentów na temat tych firm.

3. Zmienne jakościowe i ilościowe oraz hipotezy badawcze

Analiza obejmuje lata 2000–2014[2]. W celu wyeliminowania problemów obliczeniowych z indeksami wartości ujemnych surowe szeregi czasowe zmiennych jakościowych przekształcono liniowo przez dodanie 100%. Wszystkie zmienne poddane badaniu opierają się na danych kwartalnych. Tę jednakową częstotliwość przyjęto ze względu na brak danych miesięcznych dla większości zmiennych ilościowych. Wyniki ankiet koniunktury policzono jako średnie arytmetyczne z trzech odpowiednich danych miesięcznych. Podobnie dostosowano miesięczne dane o zatrudnieniu w sektorze przemysłu przetwórczego. Kwartalne indeksy cen produkcji sprzedanej przemysłu policzono jako średnią geometryczną z odpowiednich danych miesięcznych. Kwartalne wartości produkcji sprzedanej przemysłu stanowią sumę danych miesięcznych.

Wszystkie wartości zmiennych sprowadzono do szeregów wyrażonych w cenach stałych z pierwszego kwartału 2000 r. Szeregi czasowe zmiennych jakościowych i ilościowych poddano procedurze wyrównania sezonowego metodą Census II z korektą ze względu na zdarzenia nietypowe. Szeregi zmiennych podlegających wpływowi trendów długookresowych poddano procedurze oczyszczania przez

[2] W 2014 r. wzięto pod uwagę wyłącznie dane za dwa pierwsze kwartały.

zastosowanie filtra Hodricka-Prescotta (Hodrick, Prescott 1997). Dotyczyło to PKB, produkcji sprzedanej przemysłu oraz zatrudnienia w przemyśle przetwórczym. Na koniec policzono indeksy zmiennych, dzieląc wartość z danego kwartału przez wartość z tego samego kwartału poprzedniego roku.

Badaniu poddano sześć zmiennych jakościowych, których źródłem były ankiety koniunktury przeprowadzane przez Główny Urząd Statystyczny:

GES – bieżąca ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa,
FES – przewidywana sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa,
I – bieżący stan zapasów wyrobów gotowych w przedsiębiorstwie,
R – poziom należności w przedsiębiorstwie,
FP – bieżąca sytuacja finansowa przedsiębiorstwa,
FFP – przewidywana sytuacja finansowa przedsiębiorstwa.

W publikacjach prezentujących wyniki ankiet do końca 2012 r. zamiast zmiennych *FP* i *FFP* podawano liczbę odpowiedzi na pytania o bieżącą i przyszłą zdolność przedsiębiorstwa do spłaty zobowiązań. To niezrozumiałe zerwanie ciągłości utrudnia prowadzenie badań. Dodatkowo pojawia się problem polegający na tym, że w szeregach zmiennych *FP* i *FFP* do końca 2009 r. pojawiają się odpowiedzi na pytania o zdolność do regulowania zobowiązań. Wystarczyłoby publikować odpowiedzi na wszystkie cztery pytania.

Na pytanie o bieżącą sytuację gospodarczą przedsiębiorstwa (*GES*) respondenci mogą wybrać jedną z trzech odpowiedzi:

a) dobra,
b) zadowalająca,
c) zła.

W przypadku pytania o przewidywaną sytuację gospodarczą przedsiębiorstwa (*FES*) respondenci powinni się kierować perspektywą trzymiesięczną. Mogą wybrać jedną z trzech odpowiedzi:

a) poprawi się,
b) pozostanie bez zmian,
c) pogorszy się.

Wartości tych zmiennych jakościowych liczone są jako różnica między względną liczbą odpowiedzi a oraz względną liczbą odpowiedzi c. Liczba odpowiedzi b jest pomijana (GUS 2013, s. 23). Zmienne *GES* i *FES* mają decydujące znaczenie z punktu widzenia celu artykułu. Średnią arytmetyczną różnic między liczbą odpowiedzi a i c zdefiniowano jako „ogólny klimat koniunktury"; jest ona głównym rezultatem analizowanych badań ankietowych.

Podstawą wartości zmiennej *I* było pytanie z ankiety koniunktury dotyczące zapasów. Brzmi ono następująco: „jaki jest bieżący stan zapasów wyrobów gotowych w Państwa przedsiębiorstwie?". Respondenci mogą udzielić jednej z trzech odpowiedzi:

a) zbyt duży,
b) odpowiedni w stosunku do zapotrzebowania,
c) zbyt mały.

Wartości zmiennej jakościowej *I* liczone są na podstawie indeksów równych różnicy między względną liczbą odpowiedzi c i względną liczbą odpowiedzi a. W intencji pytającego odpowiedź a ma sygnalizować pogorszenie się sytuacji gospodarczej, powodujące zmniejszenie popytu na produkty przedsiębiorstwa. Przyjmując taką interpretację, musimy wykluczyć możliwość wskazania na pierwszą odpowiedź w sytuacji niewłaściwego zarządzania zapasami, niezależnej od koniunktury gospodarczej.

Innymi słowy odrzucamy przypadki, w których zapas wyrobów gotowych jest zbyt duży, ponieważ zarządzający przedsiębiorstwami przeszacowali wzrost popytu na swoje wyroby.

Pytanie z ankiety koniunktury dotyczące zmiennej *R* brzmi: „jak zmienia się poziom ogólnych należności Państwa przedsiębiorstwa?". Przedsiębiorcy mogą wybrać jedną z trzech odpowiedzi:

a) wzrasta,

b) pozostaje bez zmian,

c) maleje.

Sposób sformułowania pytania i odpowiedzi przedstawione do wyboru nie pozwalają na odzwierciedlenie wpływu zmian koniunktury na stan należności przedsiębiorstwa. Zastrzeżenie, że pojęcia „ogólne należności" nie ma w terminologii sprawozdań finansowych można pominąć. Niestety nie można przejść do porządku dziennego nad błędem, polegającym na pytaniu o poziom należności, a nie o terminowość ich spłaty. Na ogół poziom należności wzrasta wtedy, gdy rosną obroty przedsiębiorstwa, i maleje w sytuacji spadku sprzedaży. Poprawa koniunktury przynosi wzrost przychodów ze sprzedaży, pociągający za sobą wzrost należności. Indeks „poziom należności w przedsiębiorstwie" (decyduje o wartościach zmiennej *R*) publikowany wśród wyników ankietowych badań koniunktury liczony jest jako różnica między procentowym udziałem tych respondentów, którzy wskazali na odpowiedź c, i udziałem tych, którzy wybrali odpowiedź a. Jego dodatnia wartość oznacza zatem przewagę liczebną tych, którzy odnotowali spadek należności, nad tymi, którzy odnotowali ich wzrost. Taka sytuacja powinna być interpretowana jako pogorszenie się koniunktury, a nie jej poprawa. Pytanie dotyczące należności powinno dotyczyć terminowości ich spłacania lub czasu oczekiwania na ich spłatę. Nie byłoby wtedy problemów interpretacyjnych.

Sytuacji finansowej przedsiębiorstwa dotyczą dwa pytania; jedno odnosi się do stanu bieżącego, drugie dotyczy przyszłości. Opinia na temat obecnego stanu wyrażona jest jako odpowiedź na pytanie: „jak zmienia się bieżąca sytuacja finansowa Państwa przedsiębiorstwa?":

a) poprawia się,

b) pozostaje bez zmian,

c) pogarsza się.

Indeks „bieżąca sytuacja finansowa przedsiębiorstwa", stanowiący podstawę do kalkulacji zmiennej *FP*, liczony jest jako różnica między procentowym udziałem tych respondentów, którzy wskazali na odpowiedź a, i udziałem tych, którzy wybrali odpowiedź c. Dobrze oddaje on sposób, w jaki zmiany koniunktury gospodarczej mogą wpływać na zdolność przedsiębiorstw do spłaty zobowiązań. Istotnie, dodatnia wartość indeksu znamionuje przyspieszenie gospodarcze, a ujemna – spowolnienie.

Drugi z indeksów odzwierciedlających opinie przedsiębiorców na temat sytuacji finansowej ich firm dotyczy prognozy. Jest podstawą budowania zmiennej *FFP*. Respondenci odpowiadają w tym przypadku na pytanie: „jak w najbliższych trzech miesiącach zmieni się sytuacja finansowa Państwa przedsiębiorstwa?". Do wyboru mają trzy odpowiedzi, takie same jak w przypadku poprzedniego pytania. Również ta część kwestionariusza została poprawnie sformułowana i nie rodzi problemów z interpretacją wyników.

Zbiór zmiennych ilościowych zawiera dane makroekonomiczne polskiej gospodarki i parametry kondycji finansowej przedsiębiorstw sektora przetwórstwa przemysłowego w Polsce[3]:

[3] Źródłem danych pierwotnych były dwie publikacje Głównego Urzędu Statystycznego: *Biuletyn Statystyczny GUS* oraz *Wyniki finansowe podmiotów gospodarczych.*

GDP – wahania koniunkturalne produktu krajowego brutto,
OM – rentowność operacyjna,
IPS – wahania koniunkturalne produkcji sprzedanej przemysłu,
IE – wahania koniunkturalne zatrudnienia w przedsiębiorstwach przemysłu przetwórczego,
IPI – indeks cen produkcji sprzedanej przemysłu,
IT – rotacja zapasów w dniach (średnia dla przemysłu przetwórczego),
RT – okres spłacania należności w dniach (średnia dla przemysłu przetwórczego),
PT – okres spłaty zobowiązań wobec dostawców w dniach (średnia dla przemysłu przetwórczego).

Procedura wyznaczania zmiennych ilościowych została przedstawiona wcześniej. Należy jedynie wskazać, że oczekiwany jest istotny pozytywny wpływ zmiennych ilościowych *GDP, IPS, IE* oraz *IPI* na zmienne jakościowe *GES* i *FES*. Dodatkowego wyjaśnienia wymagają kwestie związane z definiowaniem stosowanych wskaźników finansowych. Pierwszym z nich jest rentowność operacyjna (*OM*):

$$OM = \frac{S}{OC} = 1 + \frac{EBIT}{OC}$$

gdzie:
OM – rentowność operacyjna,
S – przychody ze sprzedaży,
OC – koszty operacyjne,
EBIT – zysk operacyjny.

Im większa jest wartość zmiennej *OM,* tym lepsza sytuacja ekonomiczna przedsiębiorstwa. Zmienna ta powinna dodatnio wpływać na zmienne jakościowe *GES* i *FES*.

Drugim stosowanym wskaźnikiem finansowym jest rotacja zapasów w dniach. Zdefiniowano ją następująco:

$$IT = \frac{\bar{I}}{OC} \cdot 90$$

gdzie:
IT – rotacja zapasów w dniach,
$\bar{I}$ – przeciętny stan zapasów (średnia arytmetyczna z początku i końca kwartału),
OC – koszty operacyjne kwartalnie.

Zwiększająca się wartość wskaźnika *IT* oznacza rosnące problemy ze zbytem. Może to znamionować spowolnienie gospodarcze. Należy się spodziewać ujemnej korelacji między wartościami zmiennej *IT* a wartościami zmiennych jakościowych *GES*, *FES* oraz *I*.

Trzecim wskaźnikiem finansowym, którego zmienność powinna mieć wpływ na ocenę sytuacji gospodarczej przedsiębiorstwa, jest okres spłaty należności w dniach:

$$RT = \frac{\bar{R}}{S} \cdot 90$$

gdzie:
RT – okres spłaty należności w dniach,
$\bar{R}$ – przeciętny stan należności (średnia arytmetyczna z początku i końca kwartału),
S – przychody ze sprzedaży kwartalnie.

Im wyższa wartość wskaźnika tym dłuższy jest czas między momentem sprzedaży i momentem spłaty należności. Wydłużanie się tego okresu oznacza kłopoty z dostępnością gotówki występujące w czasie spowolnienia gospodarczego. Można sformułować hipotezę o negatywnym związku między wartościami zmiennej *RT* a wartościami zmiennych jakościowych *GES* i *FES*.

Ze względu na niewłaściwe sformułowanie w kwestionariuszu pytania o należności trudno zakładać merytoryczny związek między zmienną jakościową *R* i zmienną ilościową *RT*. Powszechny spadek poziomu należności w przedsiębiorstwach nie musi się wiązać ze skracaniem okresu ich spłacania. Jeśli przychody ze sprzedaży spadają szybciej niż należności, wydłuża się czas oczekiwania na nie. Taka sytuacja często występuje w warunkach spowolnienia gospodarczego.

Zgodnie z ogólną zasadą stosowaną przez autorów badania kwestionariuszowego wzrost wskaźnika jakościowego oznacza poprawę koniunktury. Należałoby zatem oczekiwać ujemnej zależności między zmienną *RT* a wartościami zmiennych jakościowych *GES, FES* oraz *R*.

Zmienną ilościową dotyczącą zdolności do regulowania zobowiązań jest okres spłaty zobowiązań wobec dostawców w dniach:

$$PT = \frac{\overline{P}}{OC} \cdot 90$$

gdzie:

PT – okres spłaty zobowiązań wobec dostawców w dniach,

$\overline{P}$ – przeciętny stan zobowiązań krótkoterminowych z tytułu dostaw i usług (średnia arytmetyczna z początku i końca kwartału).

Podczas dobrej koniunktury należy oczekiwać zmniejszania się wartości tego wskaźnika, a w czasie spowolnienia gospodarczego okres spłaty zobowiązań będzie się wydłużał. Czynnikiem decydującym są zmiany dostępności gotówki, silnie zależne od dynamiki gospodarczej.

Według hipotezy badawczej w zakresie odzwierciedlenia stanu faktycznego w odpowiedziach przedsiębiorców na temat zdolności do spłaty zobowiązań istnieje ujemna zależność między zmienną ilościową *PT* a wartościami zmiennych jakościowych *GES, FES, P* oraz *FP*.

Tabela 1
Oczekiwane znaki współczynników korelacji Pearsona

Zmienne	***GDP***	***OM***	***IPS***	***IE***	***IPI***	***IT***	***RT***	***PT***
GES	+	+	+	+	+	–	–	–
FES	+	+	+	+	+	–	–	–
I	+	+	+	+	+	–	–	–
R	+	+	+	+	+	–	–	–
P	+	+	+	+	+	–	–	–
FP	+	+	+	+	+	–	–	–

W tabeli 1 podsumowano rozważania dotyczące związków między zmiennymi ilościowymi (kolumny) i jakościowymi (wiersze). Należy podkreślić, że znaki w wierszu *R* zostały wyznaczone zgodnie z ogólnymi zasadami formułowania pytań kwestionariuszowych i kalkulowania indeksów jakościowych, polegającymi na dodatniej zależności miedzy dynamiką gospodarczą a wynikami ankiet. Warto dodać, że oczekiwane znaki korelacji wewnątrz zbioru zmiennych jakościowych są dodatnie ze względu na ich zgodność co do kierunku zmian ze zmiennymi ilościowymi.

4. Wyniki badań empirycznych

Badanie przeprowadzono dwiema metodami. Najpierw policzono współczynniki korelacji dla zmiennych jakościowych i ilościowych. Za istotne statystycznie uznano te wartości, w przypadku których prawdopodobieństwo przyjęcia hipotezy zerowej o braku korelacji jest mniejsze od poziomu istotności $\alpha = 0{,}05$. Takie przypadki zaznaczono w tabelach pismem pochyłym. W drugim etapie badania posłużono się testem przyczynowości Grangera (1969), aby znaleźć źródła zmienności odpowiedzi przedsiębiorców na pytania ankietowe. Również w tym przypadku przyjęto poziom istotności równy $\alpha = 0{,}05$.

Tabela 2 pokazuje współczynniki korelacji zmiennej *GES* i wybranych zmiennych ilościowych bez przesunięć i wyprzedzających ją o 1 do 4 kwartałów. Współczynniki korelacji z pierwszego wiersza wskazują na zgodność z przyjętymi hipotezami. W przypadku zmiennych *GDP*, *OM* oraz *IPS* korelacja jest silna. Dla zmiennych *IE*, *IPI* oraz *RT* jest umiarkowana, a dla *IT* i *PT* słaba[4]. Warto jednak zaznaczyć, że dla przesunięć od jednego do czterech kwartałów korelacja zmiennych *GES* i *IT* rośnie do umiarkowanej, a w przypadku *RT* do silnej. W każdym przypadku mamy do czynienia z korelacjami istotnymi statystycznie.

Tabela 2
Współczynniki korelacji między zmienną *GES* a zmiennymi ilościowymi

Wyprzedzenia	***GDP***	***OM***	***IPS***	***IE***	***IPI***	***IT***	***RT***	***PT***
0	*0,7147*	*0,6840*	*0,7209*	*0,5342*	*0,4857*	*-0,3630*	*-0,5978*	*-0,3558*
1	*0,5956*	*0,7578*	*0,6773*	*0,3281*	*0,3862*	*-0,5159*	*-0,6135*	*-0,3056*
2	*0,3555*	*0,7263*	*0,4879*	0,0845	0,2270	*-0,5722*	*-0,4824*	-0,2201
3	0,0407	*0,6117*	0,2011	-0,1443	0,0471	*-0,5517*	-0,2665	-0,1161
4	*-0,2877*	*0,4419*	-0,0982	*-0,3156*	-0,1224	*-0,4855*	-0,0650	-0,0268
r_{was} ranking	5	1	3	7	6	2	4	8

Przesunięcie szeregów zmiennych ilościowych o jeden kwartał wzmocniło siłę związków korelacyjnych w przypadku zmiennych *OM*, *IT* i *RT*. Niestety, słabszy związek przeniósł zmienne *IE* oraz *IPI* do klasy słabych korelacji. Wszystkie korelacje zmiennej *GES* ze zmiennymi ilościowymi przesuniętymi o jeden kwartał były istotne statystycznie i co do znaku zgodne z przyjętą hipotezą. Analiza kolejnych

[4] Klasyfikację siły związku korelacyjnego przyjęto za: Green, Salkind, Akey (2000).

przesunięć, aż do czterech kwartałów, przyniosła istotną oraz silną lub umiarkowaną korelację oceny bieżącej ogólnej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstwa (*GES*) z rentownością operacyjną (*OM*) i rotacją zapasów w dniach (*IT*). Ponadto zmienna *GES* jest silnie skorelowana ze zmianami produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego (*IPS*) z poprzedniego kwartału i umiarkowanie skorelowana w sytuacji przesunięcia o dwa kwartały. Istotne umiarkowane korelacje dla przesunięć o dwa kwartały występują jeszcze w przypadku zmiennych *GDP* i *RT*.

Aby ocenić potencjalny wpływ zmiennych ilościowych na opinie przedsiębiorców o bieżącej sytuacji ekonomicznej ich firm, zbudowano średni ważony współczynnik istotnych statystycznie korelacji:

$$r_{was} = 0{,}4r_{t-1} + 0{,}3r_{t-2} + 0{,}2r_{t-3} + 0{,}1r_{t-4}$$

gdzie:

r_{was} – średni ważony współczynnik istotnych statystycznie korelacji,

r_{t-i} – istotny statystycznie współczynnik korelacji ze zmienną ilościową przesuniętą o i kwartałów (o znaku takim samym jak w hipotezie sformułowanej w poprzedniej części artykułu).

Tak policzone średnie ważone pozwoliły na stworzenie rankingu zmiennych ilościowych według ich wpływu na opinie respondentów. Przedstawiono go w ostatnim wierszu tabeli 2 (o kolejności decydowały wartości bezwzględne). Potencjalnie największe znaczenie dla opinii respondentów o bieżącej sytuacji finansowej ich przedsiębiorstw mają zmienne *OM* oraz *IT*. Można zaryzykować stwierdzenie, że opinie o ogólnej sytuacji ekonomicznej w przedsiębiorstwach opierają się przede wszystkim na rentowności i rotacji zapasów. Znacznie mniejszy był potencjalny wpływ zmiennych *IPS*, *RT* i *GDP*. Najmniejsze odzwierciedlenie w tych opiniach mają zmienne *IPI*, *IE* oraz *PT*.

Tabela 3
Współczynniki korelacji między zmienną *FES* a zmiennymi ilościowymi

Wyprzedzenia	***GDP***	***OM***	***IPS***	***IE***	***IPI***	***IT***	***RT***	***PT***
0	*0,4754*	*0,6128*	*0,6307*	0,1595	*0,3395*	*-0,6123*	*-0,5446*	-0,0658
1	0,2382	*0,5570*	*0,3732*	-0,1373	0,1452	*-0,6240*	*-0,4366*	-0,0347
2	-0,0777	*0,4293*	0,0165	*-0,3937*	-0,0754	*-0,5181*	-0,2101	0,0186
3	*-0,4136*	0,2341	*-0,3455*	*-0,5542*	*-0,2922*	*-0,3418*	0,0630	0,0798
4	*-0,6905*	0,0048	*-0,6108*	*-0,5985*	*-0,4680*	-0,1530	*0,2818*	0,1186
r_{was} ranking	5	2	4	8	6	1	3	7

Analiza korelacji zmiennych ilościowych ze zmienną *FES* przyniosła znacznie gorsze wyniki. Nadal największe znaczenie mają zmienne *IT* i *OM*. Praktycznie bez znaczenia dla opinii przedsiębiorców były: dynamika PKB (*GDP*), zmiany zatrudnienia w przemyśle przetwórczym (*IE*), zmiany cen produktów przemysłu przetwórczego (*IPI*) oraz okres spłaty zobowiązań (*PT*).

Ze względu na różne znaczenie zmiennych związanych z zarządzaniem kapitałem obrotowym netto konieczne było skonfrontowanie zmiennych ilościowych *IT*, *RT*, *PT* i *OM* z odpowiadającymi im zmiennymi jakościowymi *I*, *R* oraz *FP* i *FFP*. Rotacja zapasów miała bardzo duże znaczenie dla opinii o bieżącej i przyszłej sytuacji finansowej przedsiębiorstw (*GES* i *FES*). Tylko nieco mniejsze było znaczenie okresu spłacania należności (*RT*). W przypadku okresu spłaty zobowiązań (*PT*) związek był marginalny. Na podstawie tych obserwacji i zgodnie z ogólną zasadą budowania pytań w badaniu kwestionariuszowym można sformułować hipotezę o ujemnej korelacji między parami zmiennych *IT* i *T*, *RT* i *R*, *PT* i *FP* oraz *PT* i *FFP*. Należy się również spodziewać dodatniego znaku korelacji między zmienną *OM* a zmiennymi *FP* i *FFP*. Najsilniejszego związku można oczekiwać w przypadku zapasów i rentowności, umiarkowanego w przypadku należności, a najsłabszego w przypadku zobowiązań z tytułu dostaw.

Tabela 4

Współczynniki korelacji między zmiennymi jakościowymi *I*, *R*, *P*, *FP* oraz odpowiadającymi im zmiennymi ilościowymi

Wyprzedzenia	***I* oraz *IT***	***R* oraz *RT***	***FP* oraz *PT***	***FFP* oraz *PT***	***FP* oraz *OM***	***FFP* oraz *OM***
0	*-0,4926*	*0,4582*	-0,1021	-0,1584	*0,7003*	*0,6360*
1	*-0,6616*	*0,4069*	-0,0804	-0,1356	*0,6567*	*0,6303*
2	*-0,6659*	0,2430	-0,0012	-0,0632	*0,4813*	*0,5022*
3	*-0,5717*	0,0415	0,1029	0,0570	0,2287	*0,2938*
4	*-0,4464*	-0,1258	0,1755	0,1782	-0,0187	0,0751

Hipoteza o braku ujemnej korelacji między zmiennymi *I* oraz *IT* może być odrzucona dla wszystkich przesunięć kwartalnych. W odpowiedziach na pytanie o zapasy respondenci biorą pod uwagę zmiany rotacji zapasów w minionych czterech kwartałach. W największym stopniu dotyczy to zmiennej ilościowej przesuniętej o jeden kwartał i dwa kwartały.

Niestety obawy dotyczące sformułowania pytania o należności potwierdziły się, ponieważ znak korelacji między zmiennymi *R* i *RT* okazał się przeciwny, niż oczekiwano. Zmienna *RT* przesunięta o jeden kwartał była skorelowana ze zmienną *R* w sposób istotny statystycznie, ale słabo. Wbrew intencji tworzących ankietę związek był jednak dodatni. Ujemne korelacje między zmienną *RT* a zmiennymi opisującymi bieżącą i przyszłą sytuację gospodarczą przedsiębiorstw (*GES* i *FES*) uprawniały do oczekiwania ujemnej korelacji zmiennych *R* i *RT*, podobnie jak w przypadku zmiennych jakościowych i ilościowych dotyczących zapasów. Niestety, niewłaściwe sformułowanie pytania o należności spowodowało, że znak korelacji między zmiennymi *R* i *RT* był niezgodny z oczekiwaniami.

Korelacja między zmienną ilościową *PT* a zmiennymi jakościowymi *FP* i *FFP* do dwóch kwartałów opóźnienia ma znak zgodny z wcześniej postawioną hipotezą. Siła związku jest jednak mała lub oznacza brak korelacji. Ponadto w żadnym przypadku nie można mówić o istotności statystycznej. Należy przypuszczać, że respondenci nie kojarzą sytuacji finansowej z terminowością spłaty zobowiązań. Innymi słowy, nie wiążą rzeczywistego wydłużania czasu spłaty zobowiązań z pogarszaniem się ich sytuacji finansowej. Jednocześnie zmienne jakościowe związane z oceną bieżącej i przyszłej sytuacji finansowej

(*FP* i *FFP*) są silnie skorelowane z rentownością operacyjną (*OM*). Przedsiębiorcy oceniają swoją sytuację finansową, biorąc pod uwagę przede wszystkim podstawową miarę efektywności gospodarowania.

Związki między zmiennymi ilościowymi a jakościowymi zostały również poddane badaniu testem przyczynowości Grangera. Analizowano jednostronną hipotezę zerową, że wybrane zmienne ilościowe nie są przyczyną zmiennych ilościowych w sensie Grangera. Również w tym badaniu przyjęto poziom istotności $\alpha = 0{,}05$.

Tabela 5
Wyniki testu przyczynowości w sensie Grangera dla zmiennej *GES*

Wyprzedzenia	*GDP*		*OM*		*IPS*		*IE*	
	statystyka F	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**
1	2,1004	0,1535	*12,1889*	*0,0010*	0,0888	0,7669	*13,8068*	*0,0005*
2	*8,9464*	*0,0005*	1,0559	0,3560	*5,5263*	*0,0070*	0,3744	0,6898
3	*9,4923*	*0,0001*	1,5969	0,2037	2,2507	0,0957	1,0723	0,3706
4	*6,2010*	*0,0005*	1,0646	0,3863	2,1310	0,0943	0,9491	0,4456
Wyprzedzenia	***IT***		***RT***		***PT***		***IPI***	
	statystyka F	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**
1	*16,7398*	*0,0002*	2,3604	0,1308	0,3402	0,5624	1,8213	0,1832
2	0,3169	0,7300	*4,1968*	*0,0210*	1,0665	0,3524	0,6624	0,5203
3	*3,9474*	*0,0141*	1,9674	0,1328	1,0510	0,3796	1,2327	0,3092
4	1,8350	0,1406	1,2225	0,3162	0,4277	0,7877	1,8056	0,1463
Wyprzedzenia	***I***		***R***		***FP***		***FES***	
	statystyka F	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**
1	1,1674	0,2851	*4,2642*	*0,0441*	*19,8332*	*0,0000*	*28,9024*	*0,0000*
2	*4,4305*	*0,0173*	*3,2946*	*0,0458*	2,1865	0,1236	1,5240	0,2284
3	1,5549	0,2138	2,1386	0,1089	2,3818	0,0823	*3,6633*	*0,0193*
4	1,2148	0,3193	1,6911	0,1705	1,3716	0,2605	1,5965	0,1935

Uwaga: hipoteza zerowa brzmi: dana zmienna nie jest przyczyną zmiennej *GES* w sensie Grangera.

Analiza przyczynowości w sensie Grangera potwierdziła istotny statystycznie wpływ zmiennych *OM*, *IT*, *IPS* , *IE* oraz *RT* na opinie respondentów o bieżącej ogólnej sytuacji ekonomicznej ich przedsiębiorstw (*GES*). Poza indeksem produkcji sprzedanej przemysłu i obrotowości należności przyczynowość wymienionych zmiennych ilościowych dotyczyła ich wartości przesuniętych o jeden kwartał. Nowym zjawiskiem był istotny statystycznie związek przyczynowy zmian cyklicznych produktu krajowego brutto (*GDP*) dla przesunięć o dwa, trzy i cztery kwartały. Według testu przyczynowości Grangera czynnik ten najsilniej oddziaływał na oceny respondentów, którzy – jak się okazało – pozostawali pod sil-

nym wpływem komunikatów o sytuacji makroekonomicznej. Brak przyczynowości dla zmiennej *GDP* wyprzedzającej o jeden kwartał wynika z opóźnienia komunikatów o zmianach PKB. Dane dotyczące produktu krajowego brutto są publikowane co kwartał z dwumiesięcznym opóźnieniem, np. dane za I kwartał pojawiają się w majowym numerze *Biuletynu Statystycznego* GUS. Jednocześnie odpowiedzi w ramach ankietowego badania koniunktury publikowane są w miesiącu, którego dotyczą.

Test przyczynowości Grangera nie pozwolił na odrzucenie hipotezy o braku wpływu zmiennych *PT* i *IPI*. Okres spłaty zobowiązań oraz indeks cen produkcji sprzedanej przemysłu charakteryzowały słabe wyniki, podobnie jak w przypadku analizy korelacji.

W celu sprawdzenia spójności zmiennych jakościowych zbadano przyczynowość zmiennych jakościowych *I*, *R*, *P* i *FES* dla zmiennej *GES*. Okazało się, że opinia o stanie zapasów sprzed dwóch kwartałów, a także opinia o zdolności do spłaty zobowiązań sprzed kwartału oraz sprzed dwóch kwartałów były przyczyną w sensie Grangera zmienności opinii o bieżącej sytuacji ekonomicznej przedsiębiorstw. To samo można powiedzieć o opiniach dotyczących poziomu należności, jakkolwiek związki dla przesunięć o jeden kwartał i o dwa kwartały są bliskie granicy istotności statystycznej.

Związek między zmiennymi *R* i *GES* ma charakter przyczynowości w sensie Grangera, ale jego kierunek jest niezgodny z zasadą budowania kwestionariusza (wzrost wskaźnika to poprawa sytuacji). Ponownie jako przyczynę należy wskazać niewłaściwe sformułowanie pytania ankietowego. Między zmienną *GES* a zmienną *I* odnotowano istotną statystycznie korelację dodatnią (r_I = 0,7053). Spójność odpowiedzi na pytania ankietowe jest tutaj bardzo wysoka. Jednocześnie ta sama relacja dla zmiennej *R*, jakkolwiek istotna statystycznie, ma znak ujemny i umiarkowaną siłę (r_R = -0,5176). Wszystkie pozostałe zmienne jakościowe charakteryzuje istotna statystycznie dodatnia korelacja ze zmienną *GES*.

Test przyczynowości Grangera ujawnił również spójność odpowiedzi respondentów na pytania o sytuację ekonomiczną przedsiębiorstw. Okazało się, że opinie o przyszłej sytuacji ekonomicznej przedsiębiorstw w najbliższych trzech miesiącach (*FES*) są przyczyną zmienności opinii o bieżącej sytuacji w kolejnym kwartale (*GES*).

Test przyczynowości Grangera dla zmiennej jakościowej „przewidywana sytuacja ekonomiczna przedsiębiorstwa" (*FES*) potwierdził znaczenie dynamiki PKB dla opinii przedsiębiorstw. Tym razem w przypadku wszystkich przesunięć czasowych mogliśmy odrzucić hipotezę zerową o braku przyczynowości.

Dane ilościowe charakteryzujące sytuację przedsiębiorstw mają mniejsze znaczenie. Pozytywny rezultat uzyskano jednak w przypadku zmiennych *IPS* (opóźnienia o jeden kwartał i trzy kwartały), *IE* (opóźnienie kwartalne), *IPI* (opóźnienie o jeden kwartał i trzy kwartały) i *OM* (opóźnienie o dwa i cztery kwartały). W porównaniu z analizą przyczynowości zmiennej *GES* miejsce obrotowości zapasów i należności zajął indeks cen produkcji sprzedanej przemysłu. Nie można było odrzucić hipotezy zerowej o braku przyczynowości zmiennych składających się na kapitał obrotowy netto. Obrotowość zapasów, należności i zobowiązań z tytułu dostaw i usług nie była podstawą do formułowania opinii o przewidywanej sytuacji ekonomicznej przedsiębiorstw.

Tabela 6
Wyniki testu przyczynowości w sensie Grangera dla zmiennej *FES*

Wyprzedzenia	*GDP*		*OM*		*IPS*		*IE*	
	statystyka F	p	statystyka F	p	statystyka F	p	statystyka F	p
1	*8,4822*	*0,0056*	0,0753	0,7851	*12,8660*	*0,0008*	*23,7693*	*0,0001*
2	*7,2394*	*0,0020*	3,2028	0,0510	1,6470	0,2051	0,7845	0,4631
3	*5,8047*	*0,0023*	1,3804	0,2635	*3,2312*	*0,0329*	1,7016	0,1830
4	*3,1459*	*0,0261*	1,7027	0,1715	1,8799	0,1359	1,1596	0,3453
Wyprzedzenia	***IT***		***RT***		***PT***		***IPI***	
	statystyka F	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**
1	2,8375	0,0992	0,1066	0,7457	0,8122	0,3724	3,5356	0,0667
2	0,7258	0,4900	1,9177	0,1599	0,6609	0,5218	0,8011	0,4558
3	1,4726	0,2374	0,8638	0,4682	0,5240	0,6684	*3,0646*	*0,0395*
4	1,4082	0,2516	1,8402	0,1432	0,3272	0,8578	1,6903	0,1743
Wyprzedzenia	***I***		***R***		***P***		***GES***	
	statystyka F	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**
1	*6,8433*	*0,0121*	1,4033	0,2425	0,1335	0,7166	*8,4674*	*0,0057*
2	1,2655	0,2929	1,6141	0,2115	0,2771	0,7594	1,5994	0,2144
3	1,3267	0,2799	1,8742	0,1504	0,4970	0,6866	1,6679	0,1901
4	1,2786	0,2970	2,5597	0,0556	1,3053	0,2871	0,6543	0,6278

Uwaga: hipoteza zerowa brzmi: dana zmienna nie jest przyczyną zmiennej *FES* w sensie Grangera.

Brak wpływu zmiennych *IT*, *RT* i *PT* próbowano zbadać przez znalezienie przyczynowości odpowiednich zmiennych jakościowych *I*, *R* i *FP* dla zmiennej *FES*. Okazało się, że tylko opinia o stanie zapasów sprzed jednego kwartału była przyczyną w sensie Grangera zmiennej *FES*. Opinie o należnościach i zobowiązaniach nie miały wpływu.

Tabela 7
Test przyczynowości Grangera dla zmiennych związanych z kapitałem obrotowym netto

Wyprzedzenia	***IT* nie jest przyczyną w sensie Grangera dla *I***		***RT* nie jest przyczyną w sensie Grangera dla *R***		***PT* nie jest przyczyną w sensie Grangera dla *FP***		***PT* nie jest przyczyną w sensie Grangera dla *FFP***	
	statystyka F	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**	**statystyka F**	**p**
1	*19,7551*	*0,0000*	0,0010	0,9744	0,0274	0,8692	0,0033	0,9544
2	0,9698	0,3866	0,9297	0,4018	2,5266	0,0907	*3,9093*	*0,0269*
3	*6,0791*	*0,0015*	1,6590	0,1896	1,8210	0,1573	1,0110	0,3969
4	*2,9780*	*0,0301*	0,9621	0,4386	0,0733	0,9899	1,4144	0,2463

Przyczyną małego znaczenia zmiennych ilościowych *IT*, *RT* i *PT* może być brak związku między ich zmiennością a opiniami przedsiębiorstw o stanie odpowiednich pozycji bilansowych *I*, *R, FP* i *FFP*. Okazało się, że jedynie w przypadku zapasów przedsiębiorcy uzależniają opinie o ich stanie od zmian ich obrotowości. Prawdopodobnie bieżąca kontrola nad stanem zapasów pozwala właściwie ocenić, czy jest on zbyt mały lub zbyt duży. O braku związku między zmienną *RT* a zmienną *R*, który wynika z niewłaściwego sformułowania pytania o należności, pisano przy okazji interpretowania odpowiedniego współczynnika korelacji. Brak przyczynowości między zmienną ilościową *PT* a zmienną jakościową *FP* może wynikać z tego, że przedsiębiorcy nie dostrzegają związku między terminowością spłaty zobowiązań wobec dostawców a oceną sytuacji finansowej przedsiębiorstwa. Można to określić jako postawę: „płacimy później nie dlatego, że jesteśmy w złej sytuacji finansowej, ale dlatego, że jest to korzystne".

Sprawdzono również hipotezę o braku związku korelacyjnego miedzy podstawową zmienną ilościową opisującą poziom aktywności gospodarczej przedsiębiorstw (*IPS*) a zmiennymi ilościowymi związanymi kapitałem obrotowym netto (*IT*, *RT* i *PT*). W każdym przypadku związek był istotny statystycznie i miał znak ujemny, zgodnie z oczekiwaniem wynikającym z teorii (odpowiednio r_I = -0,4508, r_R = -0,5829 i r_P = -0,3816). Brak zależności między zmiennymi ilościowymi nie mógł być podstawą wniosku o braku znaczenia zmiennych *RT* i *PT* dla opinii o bieżącej i przyszłej sytuacji ekonomicznej przedsiębiorstw.

5. Zakończenie

Przeprowadzone studium pokazało, że przedsiębiorcy z zasady oddają w swoich opiniach zmienność danych ilościowych opisujących sytuację finansową ich przedsiębiorstw i kondycję gospodarki w skali makro. Test przyczynowości Grangera ujawnił wyjątkowo silny wpływ informacji o zmianach produktu krajowego brutto na opinie przedsiębiorców o sytuacji w ich firmach. Silny wpływ egzogenicznej zmiennej ilościowej, która jest prognozowana na podstawie zmiennych jakościowych, pozwala na postawienie pytania, czy nie mamy do czynienia z pętlą zależności? Zmienność PKB silnie oddziałuje na opinie o sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw, które z kolei są wykorzystywane do prognozowania dynamiki gospodarczej.

Badanie pozwoliło na wyznaczenie endogenicznych zmiennych ilościowych, które w istotny statystycznie sposób wpływają na opinie przedsiębiorców o bieżącej i oczekiwanej sytuacji ekonomicznej ich przedsiębiorstw. Analiza korelacji z przesunięciami czasowymi ujawniła wpływ rentowności operacyjnej, obrotowości zapasów, okresu spłacania należności i produkcji sprzedanej przemysłu przetwórczego. Słabszy związek charakteryzował zatrudnienie w przemyśle, indeks cen produkcji sprzedanej i okres spłaty zobowiązań z tytułu dostaw.

Test przyczynowości Grangera zmniejszył do czterech liczbę endogenicznych zmiennych ilościowych wpływających na ocenę bieżącej sytuacji ekonomicznej przedsiębiorstw. Były to: rentowność operacyjna, produkcja sprzedana przemysłu, zatrudnienie w przemyśle przetwórczym i obrotowość zapasów.

W artykule nie badano zdolności zmiennych ilościowych do prognozowania zmiennych jakościowych. Uznając słuszność tezy o nieprzydatności prognozowania opinii respondentów w ankietach koniunktury, dla sprawdzenia skuteczności doboru ilościowych zmiennych objaśniających stworzono

model wyjaśniający zmienną jakościową *GES* za pomocą zmiennych ilościowych z opóźnieniami wskazanymi przez test przyczynowości Grangera. Metoda regresji krokowej przyniosła równanie regresji o następującej postaci: $GES = -7{,}0327 + 0{,}7391OM_{t-1} + 0{,}2879IE_{t-1}$. Wszystkie parametry równania są istotne statystycznie przy poziomie istotności $\alpha = 0{,}05$. Współczynnik determinacji $R^2 = 0{,}6430$. Zmienne objaśniające to rentowność operacyjna i zatrudnienie w sektorze przetwórstwa przemysłowego opóźnione o jeden kwartał. Ze względu na następstwo czasowe wcześniej dostępne zmienne *GES* i *FES* są podstawą prognozowania zmienności PKB[5]. Celem artykułu było sprawdzenie źródeł ich dynamiki. Zastosowana metoda badawcza pozwoliła na odrzucenie hipotezy zerowej o braku wpływu zmiennych ilościowych opisujących kondycję ekonomiczną przedsiębiorstw na zmienne jakościowe budowane na podstawie odpowiedzi na pytania ankiety. Ponadto udało się wyznaczyć te zmienne ilościowe, które są najpełniej uwzględnione w tych odpowiedziach.

Bibliografia

Carlson J., Parkin M. (1975), Inflation expectations, *Economica* 42(166), 123–138.

Gayer Ch. (2005), Forecast evaluation of European Commission survey indicators, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2(2), 157–183.

Granger C.W.J. (1969), Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods, *Econometrica*, 37(3), 424–438.

EU (2007), *The joint harmonised EU programme of business and consumer surveys user guide*, European Commision, Brussels, http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/surveys/documents/userguide_en.pdf.

GUS (2013), *Badanie koniunktury gospodarczej. Zeszyt metodologiczny zaopiniowany przez Komisję Metodologiczną GUS*, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa, http://stat.gov.pl/download/cps/rde/xbcr/gus/kon_badanie_koniunktury_gospodarczej_27052013.pdf.

Hodrick R., Prescott E.C. (1997), *Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation, Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1), 1–16.

Jochems D.R., De Wit G. (1959), *The macro-economic relationship between business tendency surveys and numerical data,* Erasmus University, Bericht des Okonometrischen Instituts der Nederlandsche Economische Hoogeschool, 5904, Rotterdam.

Klein P.A., Moore G.H. (1981a), Industrial surveys in the UK: Part I. New order*, Applied Economics*, 13, 167–179.

Klein P.A., Moore G.H. (1981b), Industrial Surveys in the UK: Part II. Stocks profits and business confidence over business cycle, *Applied Economics*, 13, 465–480.

Lui S., Mitchell J., Weale M. (2011), Qualitative business surveys: signal or noise?, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 174(2), 327–348.

Müller Ch., 2009, The information content of qualitative survey data, *OECD Journal: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2(1), 1–12.

[5] Test przyczynowości Grangera ujawnił istotny statystycznie wpływ wyprzedzających o jeden kwartał zmiennych *FES, R, FP* i *FFP* na zmienną *GDP.*

Muth J. (1961), *Rational expectations and the theory of price movements*, *Econometrica,* 29(3), 315–335.

Pesaran M.H. (1984), Expectations formations and macroeconomic modelling, w: P. Malgrange, P. Muet (red.), *Contemporary macroeconomic modelling*, Blackwell, Oxford.

Silgoner M.A. (2007), The economic sentiment indicator: leading indicator properties in old and new EU member states, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 3(2), 199–215.

Theil H. (1952), On the shape of microvariables and the Munich business test, *Revue de l'Institut International de Statistique*, 20, 105–120.

Factors influencing respondents' opinions in business tendency surveys

Abstract

The article analyzes business tendency surveys, which are commonly applied in economic trend forecasting. The goal of the study was to investigate whether shifts in the economic performance of enterprises and their closest environment influence entrepreneurs' opinion about the general economic situation of their firms. The research was performed on the business tendency surveys carried out for the manufacturing industry in 2000–2014 by the Central Statistical Office of Poland. On the basis of the results of earlier research, the following hypothesis was assumed: respondents' opinions constituting the qualitative variables are significantly dependent on the quantitative data describing the economic performance of their firms. The research has been done using methods of time series analysis (Census II and the Hodrick-Prescott filter) and interdependence analysis (the Pearson correlation coefficient with time lags and the Granger causality test). The results support the assumed hypothesis. Answering survey questions, respondents take into account economic and financial performance measures. Particular importance is attached to operating profitability and inventories turnover. The research revealed statistically important influence of GDP growth rate communiques on respondents' opinions about the general situation of their firms.

Keywords: business tendency survey, business cycles, economic analysis of enterprises, financial analysis of enterprises