Sławomir Kalinowski

WPŁYW WAHAŃ KONIUNKTURALNYCH NA SYTUACJĘ FINANSOWĄ PRZEDSIĘBIORSTW W POLSCE W LATACH 1993–2002

Osłabienie dynamiki gospodarczej w latach 2000–2002 stało się, między innymi, przyczyną dyskusji na temat zależności między wahaniami aktywności gospodarczej a sytuacją finansową przedsiębiorstw. Podstawowa wiedza z zakresu makroekonomii oraz finansów przedsiębiorstw wystarczy, by za oczywistą uznać tezę o istnieniu silnego związku między tymi kategoriami ekonomicznymi. Wpływ wahań popytu zagregowanego na poziom aktywności przedsiębiorstw stanowi jeden z podstawowych czynników kształtujących ich sytuację finansową.

U podstaw wyboru przedmiotu badań stała chęć sprawdzenia, na jakie parametry sytuacji finansowej przedsiębiorstw mają wpływ wahania aktywności gospodarczej w skali makro. Za równie istotne uznano określenie siły i charakteru tego wpływu. Poprawa koniunktury związana ze zwiększeniem się popytu wpływa na wzrost przychodów, zysków i rentowności przedsiębiorstw.

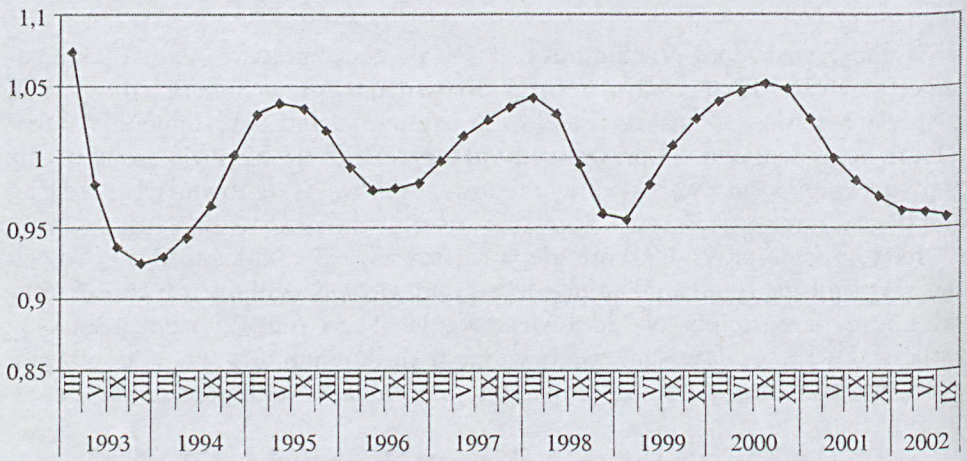
Jednocześnie przyspieszeniu ulega rotacja zapasów, należności i zobowiązań. W ślad za tymi zmianami idzie poprawa wskaźników płynności oraz skłonność przedsiębiorstw do inwestowania. Tego rodzaju zależności oraz zmiany odwrotne wywołane pogorszeniem się koniunktury są, w powszechnym przekonaniu, jedną z głównych determinant funkcjonowania przedsiębiorstw.

Celem tego artykułu jest zweryfikowanie tezy o istnieniu związku między wahaniami aktywności gospodarczej a sytuacją finansową przedsiębiorstw. Dodatkowo w artykule zostanie dokonana próba weryfikacji przydatności alternatywnych metod doboru zmiennych objaśniających do modeli regresji wielokrotnej.

1. Zakres przedmiotowy badań

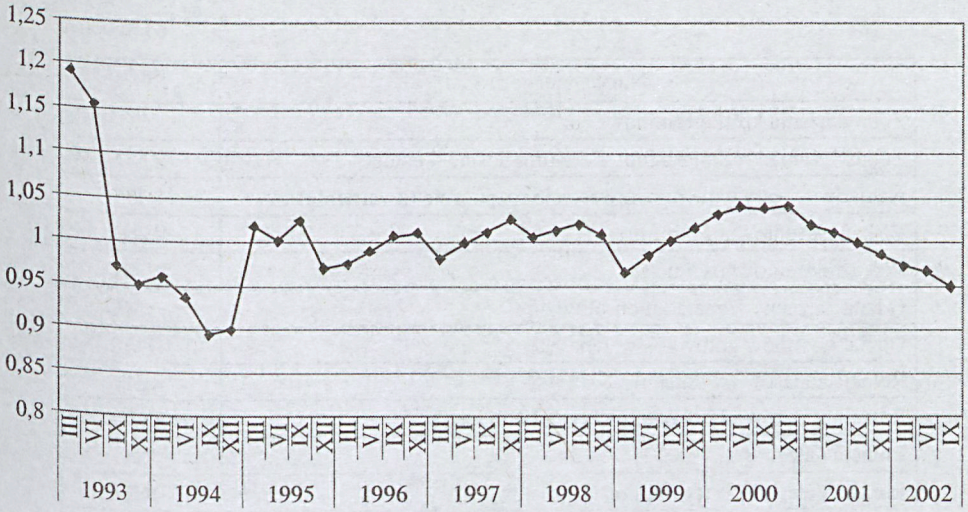
Dane zaczerpnięto z publikacji Głównego Urzędu Statystycznego i, poza wartościami PKB, dotyczą one całego sektora przedsiębiorstw[1]. Zakres czasowy badań to okres od pierwszego kwartału 1993 do trzeciego kwartału 2002 roku. Za podstawę wyznaczenia wahań aktywności gospodarczej przyjęto dwa szeregi:
– produkcję sprzedana przemysłu (PSP),
– produkt krajowy brutto (PKB).
Dla wyodrębnienia wahań koniunkturalnych najpierw oczyszczono szeregi wartości PSP i PKB w cenach bieżących z wahań przypadkowych oraz sezonowych. Następnie wyznaczono linię trendu nieliniowego przy zastosowaniu filtra wygładzającego Hodricka-Prescotta (R. J. Hodrick, E. C. Prescott, s. 1–16). Wahania koniunkturalne wyznaczono jako iloraz danych oczyszczonych z przypadkowości i sezonowości do linii trendu Hodricka-Prescotta.

Ostatecznym rezultatem było uzyskanie szeregów liczbowych o wartościach wahających się w okolicy jedności. W podobny sposób uzyskano szeregi wahań kategorii ekonomicznych opisujących sytuację przedsiębiorstw. Jedyna różnica polegała na zastosowaniu addytywnej korekcji sezonowej oraz addytywnej metody wyodrębnienia wahań w przypadku wyników finansowych i wskaźników rentowności, które przybierały wartości ujemne w części przypadków.



Rysunek 1. Wahania produkcji sprzedanej przemysłu jako odchylenia od linii trendu H-P
Źródło: obliczenia własne

[1] Biuletyn Statystyczny, Główny Urząd Statystyczny, Warszawa, 1994–2003, nr 2.



Rysunek 2. Wahania produktu krajowego brutto jako odchylenie od linii trendu H-P
Źródło: obliczenia własne

Lista kategorii ekonomicznych opisujących sytuację ekonomiczną polskich przedsiębiorstw składa się z danych wartościowych dotyczących przychodów, kosztów i wyników finansowych, z danych wartościowych opisujących majątek obrotowy przedsiębiorstw i źródła jego finansowania oraz wskaźników finansowych. Szczegółową listę analizowanych kategorii przedstawia tabela 1. W tabeli tej pokazano również skróty, którymi będą opisywane zmienne w dalszej części artykułu.

Tabela 1. Parametry sytuacji finansowej przedsiębiorstw i istotne korelacje z PSP i PKB

Nazwa kategorii	Skrót
Pracujący w sektorze przedsiębiorstw	L
Przeciętne wynagrodzenie miesięczne	W
Przychody ze sprzedaży produktów, towarów i materiałów	PC
Koszt własny sprzedanych produktów i towarów	KC
Wynik finansowy brutto (kwartalnie)	ZB
Wynik finansowy netto (kwartalnie)	ZN
Majątek obrotowy	MO
Zapasy	Z
Zapasy produktów gotowych	ZPG
Zapasy towarów	ZT
Należności i roszczenia	N
Należności i roszczenia z tytułu dostaw i usług	ND
Kredyty bankowe krótkoterminowe	KK

cd. tabeli 1

Nazwa kategorii	Skrót
Zobowiązania krótkoterminowe	ZK
Zobowiązania krótkoterminowe z tytułu dostaw i usług	ZKD
Nakłady inwestycyjne oraz inwestycje rozpoczęte (kwartalnie)	I
Wskaźnik rentowności brutto	WRB
Wskaźnik rentowności netto	WRN
Udział zapasów w majątku obrotowym	UZMO
Udział wyrobów gotowych w zapasach	UPGZ
Rotacja zapasów (w dniach)	RZD
Rotacja zapasów wyrobów gotowych (w dniach)	RZPGD
Rotacja należności	RN
Rotacja należności z tytułu dostaw i usług	RND
Rotacja zobowiązań krótkoterminowych	RZK
Rotacja zobowiązań z tytułu dostaw	RZKD
Wskaźnik bieżącej płynności	WPB
Wskaźnik szybki	WS
Relacja nakładów inwestycyjnych do przychodów	UIPC

Zdefiniowanie kategorii wartościowych opiera się na założeniach przyjętych przez GUS dla ich kalkulacji. Ważne jest zdefiniowanie przyjętych wskaźników finansowych. Posłużono się następującymi definicjami wskaźników.
Wskaźnik rentowności brutto wyraża się następującym wzorem:

$$WRB = \frac{ZB}{PC}.$$

Jego poziom informuje, ile groszy wyniku brutto przedsiębiorstwa średnio uzyskują z jednej złotówki sprzedaży. Poprawa koniunktury powinna zwiastować wzrost tego wskaźnika. Analogicznie konstruowany i interpretowany jest wskaźnik rentowności netto.

Udział zapasów w majątku obrotowym zdefiniowany został następująco:

$$UZMO = \frac{Z}{MO}.$$

Stany zapasów i majątku obrotowego za każdym razem dotyczą końca analizowanego kwartału. Interpretacja tego wskaźnika nie jest jednoznaczna. Poprawa koniunktury może wpływać na jego wzrost, gdyż producenci powiększają zasób materiałów i surowców. Jednocześnie wzrost tego wskaźnika może rów-

nież wynikać z pogorszenia się koniunktury, gdy o wzroście zapasów decyduje zwiększenie się niesprzedanej ilości produktów gotowych.

Udział wyrobów gotowych w zapasach policzony został w następujący sposób:

$$UPGZ = \frac{ZPG}{Z}.$$

Interpretacja tego wskaźnika jest, w odróżnieniu od poprzedniego, jednoznaczna. Poprawa koniunktury zmniejsza jego wartość, a pogorszenie się powoduje wzrost udziału wyrobów gotowych w zapasach. Przy analizie korelacji bez wyprzedzeń należy się spodziewać związku negatywnego.

Rotacja zapasów w dniach to wynik następującej kalkulacji:

$$RZD = \frac{Z}{KC} \cdot 90.$$

Wbrew najczęściej przyjmowanym zasadom analizy finansowej stan zapasów wzięto z końca kwartału, którego dotyczy wskaźnik[2]. Podejście to miało na celu jak najmniejsze „wytłumienie" zmienności, która i tak jest umniejszana przez usunięcie wahań sezonowych i przypadkowych. Znalazło ono zastosowanie przy wszystkich analizowanych wskaźnikach rotacji. Rotacja zapasów w dniach powinna podlegać analogicznemu wpływowi wahań koniunkturalnych do udziału wyrobów gotowych w zapasach. Poprawa koniunktury powinna skracać okres rotacji zapasów.

Rotacja należności została policzona w sposób następujący:

$$RN = \frac{N}{PC} \cdot 90.$$

Tak zdefiniowany wskaźnik informuje, po ilu dniach przedsiębiorstwa ściągały swoje należności. Z założenia powinien to być wskaźnik, którego poziom jest negatywnie uzależniony od zmian koniunkturalnych. Poprawa dynamiki gospodarczej powinna skrócić okres rotacji należności. Analogicznie jest konstruowany i interpretowany wskaźnik rotacji należności z tytułu dostaw i usług.

Rotacja zobowiązań krótkoterminowych w dniach została zdefiniowana następująco:

---

[2] Na ogół zaleca się przyjęcie średniego stanu z początku i końca okresu (zob. M. Sierpińska, D. Wędzki, s. 96). Niemniej podejście zastosowane przez autora jest również obecne w literaturze przedmiotu (zob. E. F. Brigham, t. 1, s. 69).

$$RZK = \frac{ZK}{KC} \cdot 90.$$

Wskaźnik ten informuje, po ilu dniach przedsiębiorstwa spłacają swoje zobowiązania krótkoterminowe. Oddaje on tempo rozliczeń przedsiębiorstwa z dostarczycielami zewnętrznego kapitału krótkoterminowego (głównie z dostawcami i bankami, które udzielają kredytu krótkoterminowego). Wpływ wahań koniunkturalnych na poziom tego wskaźnika jest podobny do wpływu w przypadku rotacji należności.

Najlepiej szybkość rozliczeń przedsiębiorstw z dostawcami oddaje wskaźnik rotacji zobowiązań z tytułu dostaw:

$$RZKD = \frac{ZKD}{KC} \cdot 90.$$

Rotacja zobowiązań z tytułu dostaw informuje o długości okresu, po jakim przedsiębiorstwa spłacają zobowiązania krótkoterminowe z tytułu dostaw materiałów, energii, usług obcych i innych kosztów. Zależność poziomu tego wskaźnika od wahań koniunkturalnych ma charakter negatywny.

Wskaźnik bieżącej płynności liczony był w sposób następujący:

$$WPB = \frac{MO}{ZK}.$$

Informuje on o tym, w jakim stopniu majątek obrotowy przedsiębiorstwa pokrywa zobowiązania krótkoterminowe. Im wyższa jest jego wartość, tym niższe jest prawdopodobieństwo utraty zdolności do regulowania zobowiązań krótkoterminowych. Z założenia powinna istnieć pozytywna korelacja między tempem dynamiki gospodarczej a poziomem tego wskaźnika.

Ostrzejszym testem na płynność przedsiębiorstwa jest analiza wartości wskaźnika szybkiego:

$$WS = \frac{MO - Z}{ZK}.$$

Różni się on od wskaźnika bieżącej płynności tym, że nie bierze pod uwagę zapasów jako źródła pokrycia zobowiązań krótkoterminowych. W istocie sprawdza, w jakim stopniu należności i środki pieniężne pokrywają zobowiązania bieżące. Zalecaną wartością tego wskaźnika są okolice jedności. Jego związek z dynamiką gospodarczą nie jest jednoznaczny. Poprawa koniunktury, zwiększając poziom aktywności gospodarczej przedsiębiorstw, powoduje za-

równo wzrost należności, jak i wzrost zobowiązań krótkoterminowych. Zmiana wartości wskaźnika szybkiego zależy od tego, co będzie rosnąć szybciej.

Ostatnim ze wskaźników jest relacja nakładów inwestycyjnych do przychodów ze sprzedaży. Informuje on o skłonności przedsiębiorstw do inwestowania. Pozytywny związek tego wskaźnika z koniunkturą gospodarczą może się objawić dopiero z pewnym opóźnieniem.

2. Opis metody

Należy przypomnieć, że przystąpienie do poszukiwania związków między wahaniami koniunkturalnymi a parametrami sytuacji finansowej przedsiębiorstw zostało poprzedzone obróbką wykorzystanych szeregów czasowych, polegającą na oczyszczeniu ich z wahań przypadkowych i z sezonowości, wyznaczeniu linii trendu metodą wygładzania Hodricka-Prescotta oraz policzeniu odchyleń od trendu, które były miarą wahań koniunkturalnych wszystkich zmiennych.

Przyjęto, że maksymalne wyprzedzenie, z jakim mogą wpływać wahania PSP i PKB na dynamikę parametrów sytuacji finansowej przedsiębiorstw, wynosi sześć kwartałów. Uznano, że wyprzedzenia dłuższe niż sześć kwartałów mogą przynosić znikomą wartość interpretacyjną. Większość parametrów poddanych badaniom ma naturę krótkookresową, co w finansach oznacza czasową krótszą niż rok (wyjątkiem są parametry dotyczące inwestycji). W związku z tym opóźniono szeregi wahań produkcji sprzedanej przemysłu i produktu krajowego brutto o 1, 2, 3, 4, 5, 6 kwartałów, uzyskując dwanaście szeregów zmiennych objaśniających.

Selekcję zmiennych do równań regresji zmiennych opisujących sytuację przedsiębiorstw oparto na dwóch metodach zastosowanych rozłącznie w stosunku do szeregów opóźnionych PSP i szeregów opóźnionych PKB. Po pierwsze, zastosowano analizę korelacji z opóźnieniami. Do formułowania równań regresji wykorzystano te szeregi opóźnione, w przypadku których wykazana została istotna zależność korelacyjna.

Drugą metodą selekcji zmiennych był test przyczynowości Grangera. Opiera się on na sprawdzeniu, czy dodanie zmiennej x do modelu autoregresji zmiennej y poprawia jego jakość opisującą i prognostyczną (C. W. J. Granger, s. 424–438). Inaczej ujmując problem, test Grangera sprawdza czy model regresji:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \cdots + \alpha_k y_{t-k} + \beta_1 x_{t-1} + \cdots + \beta_k x_{t-k}$$

lepiej wyjaśnia i prognozuje zmienną opisywaną niż model:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \cdots + \alpha_k y_{t-k}.$$

Weryfikacja przyczynowości w sensie Grangera polega na teście statystyki F dla hipotezy zerowej o następującej postaci $\beta_1 = ... = \beta_k = 0$ przy obszarze odrzucenia dla prawdopodobieństwa progowego $p = 0{,}05$. Test przyczynowości w sensie Grangera wskazuje na maksymalne opóźnienie zmiennej traktowanej jako przyczyna. Na przykład opóźnienie o trzy kwartały wskazuje na celowość włączenia trzech szeregów zmiennej opisującej z opóźnieniem o 1, 2 i 3 kwartały do równania regresji zmiennej opisywanej.

W celu zweryfikowania skuteczności dwóch powyższych metod doboru zmiennych objaśniających do modelu regresji zastosowano trzecie podejście, polegające na włączeniu wszystkich dwunastu[3] zmiennych objaśniających do równań regresji opisujących zmienne charakteryzujące sytuację ekonomiczną przedsiębiorstw. Opierając się na takim zestawie zmiennych sformułowano równania regresji wielokrotnej, stosując metodę regresji krokowej postępującej lub metodę standardowego doboru zmiennych opartą na wielkości prawdopodobieństwa popełnienia błędu odrzucenia hipotezy o związku między zmienną opisującą, a zmienną opisywaną.

Na tym etapie badań uzyskano równania regresji następującej postaci:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \mathrm{PSP}_{t-1} + \beta_2 \cdot \mathrm{PSP}_{t-2} + \cdots + \beta_6 \cdot \mathrm{PSP}_{t-6},$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \mathrm{PKB}_{t-1} + \beta_2 \cdot \mathrm{PKB}_{t-2} + \cdots + \beta_6 \cdot \mathrm{PKB}_{t-6},$$

gdzie:

y_t – wartość zmiennej opisującej sytuację finansową przedsiębiorstwa,

β_i – współczynnik równania (dla przesunięć nieistotnych przybiera wartość zero),

PKB_{t-i} – wahania produktu krajowego brutto sprzed i kwartałów,

PSP_{t-i} – wahania produkcji sprzedanej przemysłu sprzed i kwartałów.

Postać równań regresji nie poprzedzonych wstępną selekcją zmiennych niezależnych była następująca:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot \mathrm{PSP}_{t-1} + \beta_2 \cdot \mathrm{PSP}_{t-2} + \cdots + \beta_6 \cdot \mathrm{PSP}_{t-6} + \alpha_1 \cdot \mathrm{PKB}_{t-1} +$$

$$+ \alpha_2 \cdot \mathrm{PKB}_{t-2} + \cdots + \alpha_6 \cdot \mathrm{PKB}_{t-6}.$$

Wykorzystane metody doboru zmiennych do równań regresji porównano na podstawie współczynników regresji wielorakiej R^2. Istotnym kryterium oceny uzyskanych modeli regresji, z punktu widzenia ich wartości prognostycznej, będzie porównanie wartości prognozowanych dla IV kwartału 2002 roku z da-

[3] PSP z sześcioma opóźnieniami i PKB z sześcioma opóźnieniami.

nymi rzeczywistymi (mierzonymi jako odchylenie od trendu H-P). Wspólną płaszczyzną odniesienia będzie tzw. prognoza naiwna, opierająca się na założeniu, że wartość prognozowanej zmiennej w następnym kwartale będzie taka sama jak w poprzednim (S. Makriadakis, S. C. Wheelwright, s. 60):

$$y_{t+1} = y_t .$$

Jeśli prognozowana wartość zmiennej jest bliższa wartości rzeczywistej niż wynik prognozy naiwnej, to należy przyjąć tę metodę prognozowania.

3. Selekcja szeregów na podstawie zastosowanych metod

Dla porównania dobroci dopasowania i prognoz na podstawie wyprzedzających szeregów odchyleń, oddzielnie dobierano szeregi dotyczące produkcji sprzedanej przemysłu i oddzielnie szeregi dotyczące PKB. Każdy z tych dwóch zestawów szeregów przeanalizowano metodą korelacji z przesunięciami oraz testem przyczynowości Grangera.

3.1. Przesunięte szeregi wahań produkcji sprzedanej przemysłu jako zmienne opisujące

Analiza szeregów odchyleń produkcji sprzedanej przemysłu wyprzedzających o 1, 2, ..., 6 kwartałów analizowane parametry sytuacji finansowej przedsiębiorstw, przeprowadzona metodą korelacji z przesunięciami, dała rezultaty opisane w tabeli 2.

W tabeli 2 pokazano współczynniki korelacji istotne statystycznie. Większość analizowanych parametrów pozostaje w korelacji z wyprzedzającymi szeregami wahań produkcji sprzedanej przemysłu (21 zmiennych na 29). Poza zapasami, które wykazują istotny związek korelacyjny wyłącznie z nie przesuniętym szeregiem PSP, pozostałe szeregi (spośród 21) wykazują związek zarówno „bez przesunięć", jak i z wyprzedzeniami. Najsilniejszy związek korelacyjny z wahaniami PSP wykazały szeregi wahań przychodów ze sprzedaży i kosztów bez przesunięć (wyprzedzenie 0 kwartałów). Związek ten słabł w miarę coraz silniejszego wyprzedzenia przez szereg PSP. Podobną zależność wykazywały szeregi wahań majątku obrotowego, rotacji należności, rotacji należności z tytułu dostaw oraz rotacji zobowiązań z tytułu dostaw. Najsilniejszy związek korelacyjny z szeregiem wahań PSP wyprzedzającym o jeden kwartał wykazały szeregi wahań zapasów, kredytów krótkoterminowych, udziału zapasów w majątku obrotowym i rotacji zobowiązań krótkoterminowych.

Tabela 2. Wskaźniki korelacji zmiennych finansowych i PSP dla wyprzedzeń PSP o liczbę kwartałów od 0 do 6

Skrót	0	1	2	3	4	5	6
L							
W							
PC	**0,8252**	0,7022	0,4804				
KC	**0,7198**	0,6526	0,4892				
ZB	0,4356				–0,4350	**–0,4900**	–0,3600
ZN	0,4261				–0,4260	**–0,4870**	–0,3800
MO	**0,3584**	0,3412	0,3399				
Z	0,5941	**0,6117**	0,5615	0,4124			
ZPG	0,2122	0,3363	**0,4433**	0,4317			
ZT	**0,2726**						
N							
ND							
KK	–0,3830	**–0,4490**	–0,4020				0,3864
ZK							
ZKD							
I							
WRB	0,2976			–0,4180	**–0,5210**	–0,4820	
WRN	0,2896			–0,4140	**–0,4880**	–0,4320	
UZMO	**0,5074**	0,5883	0,4870	0,3571			
UPGZ	–0,2750			0,4046	**0,4080**		
RZD	–0,2940			0,4860	**0,5601**	0,4034	
RZPGD	–0,2910			0,5321	**0,5787**	0,4289	
RN	**–0,5200**	–0,4150					
RND	**–0,5150**	–0,4360					
RZK	–0,4280	**–0,4500**	–0,3340				
RZKD	**–0,4050**	–0,3610					0,3625
WPB	0,1293						**–0,3770**
WWP	–0,0630						**–0,3480**
UIPC							

Źródło: obliczenia własne.

Szczególnie interesujące są szeregi charakteryzujące zyski, wykazujące najsilniejszą korelację z szeregiem PSP wyprzedzającym dane szeregi o pięć kwartałów i szeregi dotyczące rentowności, w przypadku których najsilniejszy jest związek z szeregiem PSP wyprzedzającym je o cztery kwartały. W obydwu przypadkach znaki korelacji zmieniają się z dodatniego dla zależności bez prze-

sunięć na ujemny dla przesunięć 3, 4, 5 i 6 kwartałów. Oczywiście, dodatnia korelacja wyników finansowych i PSP w ramach tego samego kwartału odwraca się przy przesunięciu szeregu opisującego o około jeden rok. Związane to jest prawdopodobnie z cyklicznością tej zależności. O ile w przypadku wyniku brutto i wyniku finansowego netto siła dodatniej zależności bez przesunięć i ujemnej z przesunięciem pięciokwartalnym jest zbliżona, to w przypadku rentowności opóźniony o cztery kwartały, ujemny wpływ wahań PSP jest prawie dwukrotnie silniejszy od dodatniego wpływu wahań PSP bez przesunięć.

Podobne odwrócenie zależności połączone z istotnym wzrostem jej intensywności przy przesunięciu szeregu PSP o cztery kwartały zanotowano w przypadku udziału produktów gotowych w zapasach, rotacji zapasów w dniach oraz rotacji zapasów produktów gotowych w dniach.

Ciekawe wyniki uzyskano również w przypadku wskaźników płynności, które wykazały najwyższą, ujemną korelację z szeregiem wahań PSP dla wyprzedzenia sześciokwartalnego. Zadziwiająco wysoki wpływ odległych w czasie wahań PSP na wskaźniki rentowności, rotacji zapasów oraz płynności jest niezwykle interesującym wnioskiem z przedstawionej analizy korelacji. Należało się bowiem spodziewać zależności odwrotnej ze znacznie krótszym wyprzedzeniem.

Do konstruowania równań regresji przyjęto wszystkie wyprzedzenia szeregów wahań PSB, które wykazały istotny związek korelacyjny z badanymi szeregami wahań opisujących sytuację finansową przedsiębiorstw.

Wpływ tych samych, przesuniętych szeregów wahań PSP na analizowane zmienne opisujące sytuację finansową przedsiębiorstw zbadano testem przyczynowości Grangera. Tabela 3 przedstawia jego rezultaty. Znaki X pokazują maksymalny zakres wyprzedzenia. Na przykład, pozytywny wynik testu Grangera dla liczby pracujących w sektorze przedsiębiorstw dla przesunięcia szeregu wahań PSP dla trzech kwartałów stanowi, że ten ostatni może zostać wprowadzony do równania regresji z jednym, dwoma i trzema kwartałami wyprzedzenia. W odróżnieniu od analizy korelacji, test Grangera nie wykazał związku w przypadku wyniku brutto i wyniku finansowego netto i majątku obrotowego oraz wykrył związek przyczynowy między wahaniami PSP i szeregami liczby pracujących w sektorze przedsiębiorstw, przeciętnego wynagrodzenia miesięcznego w sektorze przedsiębiorstw i zobowiązań krótkoterminowych.

Do konstruowania równań regresji w oparciu o test Grangera przyjęto te wyprzedzenia PSP, które dotyczą każdej liczby kwartałów mniejszej lub równej od maksymalnego wyprzedzenia z pozytywnym wynikiem testu. Na przykład, równanie opisujące udział wyrobów gotowych w zapasach będzie budowane na podstawie sześciu szeregów wahań PSP przesuniętych o 1,...,6 kwartałów.

Tabela 3. Zakresy wyprzedzeń przez szereg wahań PSP o liczbę kwartałów od 1 do 6

Skrót	1	2	3	4	5	6
L			×			
W	×	×				
PC	×					
KC	×					
ZB						
ZN						
MO						
Z	×				×	×
ZPG	×	×	×			×
ZT						
N						
ND						
KK				×		
ZK		×				
ZKD						
I						
WRB	×	×				
WRN	×	×				
UZMO	×					
UPGZ	×		×			×
RZD			×			
RZPGD	×	×	×	×	×	×
RN		×				×
RND		×	×			
RZK		×		×		×
RZKD		×				
WPB			×			
WWP			×			
UIPC						

Źródło: obliczenia własne.

Żadna z metod analizy nie wskazała na związek między wahaniami PSP i wahaniami: należności i roszczeń, należności i roszczeń z tytułu dostaw, zobowiązań krótkoterminowych z tytułu dostaw i usług, nakładów inwestycyjnych oraz udziału inwestycji w przychodach.

3.2. Przesunięte szeregi wahań PKB jako zmienne opisujące

Tabela 4 pokazuje współczynniki istotnej statystycznie korelacji między szeregami wahań PKB wyprzedzającymi analizowane zmienne o od 1 do 6 kwartałów. W przypadku analizy korelacji bez przesunięć szereg wahań PKB dał mniej istotnych związków niż w przypadku PSP (16 w porównaniu z 21). Z drugiej jednak strony, dla tych zmiennych, które są skorelowane zarówno z wahaniami PSP jak i PKB, związek korelacyjny z drugim z wymienionych szeregów jest częściej silniejszy (dziewięć zmiennych na dwanaście). Zatem związek korelacyjny z wahaniami PKB pojawia się rzadziej, ale jest z reguły silniejszy (według danych dla tych samych kwartałów).

Tabela 4. Wskaźniki korelacji wskaźników finansowych i PKB dla wyprzedzeń PKB o liczbę kwartałów od 0 do 6

Skrót	0	1	2	3	4	5	6
L							
W	**0,4282**						
PC	**0,7885**	0,4043					
KC	**0,8575**	0,4948					
ZB				–0,3420	**–0,3700**		
ZN				**–0,3610**	–0,3430		
MO	**0,6517**	0,4893	0,4301				
Z	**0,8254**	0,5699	0,3569				
ZPG	**0,7312**	0,6187	0,5169				
ZT	**0,7436**	0,4434					
N			**0,4690**	0,4569			
ND			0,4454	**0,4642**	0,3576		
KK				0,3908	0,6093	**0,6943**	0,5797
ZK	**0,4331**	0,3471	0,3412	0,3382			
ZKD	**0,4504**	0,4312	0,4343	0,4068	0,3533		
I	**0,6453**	0,3893					
WRB	–0,3390	–0,3390	**–0,4680**	–0,4530			
WRN	–0,3940	–0,4740	**–0,5430**	–0,4750			
UZMO	**0,7104**	0,4313					
UPGZ							
RZD			0,4893	**0,5599**	0,4332		
RZPGD		0,4315	**0,5521**	0,4942			
RN	–0,3440		0,3308	0,4996	**0,5299**	0,4435	

cd. tab. 4

Skrót	0	1	2	3	4	5	6
RND	–0,3230		0,3223	0,5205	**0,5689**	0,4802	
RZK				0,4361	**0,5389**	0,5347	0,4109
RZKD			0,4030	0,5512	**0,5784**	0,4886	
WPB					–0,4210	**–0,4930**	–0,4290
WWP	**–0,4550**	–0,3440				–0,3710	
UIPC							

Źródło: obliczenia własne.

W przypadku przesuniętych szeregów wahań PKB odnotowano brak istotnych zależności korelacyjnych tylko w przypadku czterech zmiennych (zatrudnienie w sektorze przedsiębiorstw, średnie wynagrodzenie w sektorze przedsiębiorstw, udział produktów gotowych w zapasach oraz udział inwestycji w przychodach). W przypadku wahań PSP odnotowano taki brak dla ośmiu zmiennych. Znamionuje to większy potencjał wyjaśniający przesuniętych szeregów wahań PKB. Na rzecz tej tezy może świadczyć to, że średnie z bezwzględnych wartości współczynników korelacji były dla nich częściej wyższe (jedenaście na dziewiętnaście przypadków zmiennych). Ważne będzie sprawdzenie, czy przełoży się to na wartość heurystyczną modelu mierzoną współczynnikiem regresji wielorakiej dla równań skonstruowanych w oparciu o wybrane szeregi.

Analiza wyprzedzeń szeregu wahań PKB prowadzi do następujących spostrzeżeń. Po pierwsze, w przypadku żadnej ze zmiennych korelacja nie miała swojego maksimum z szeregiem wahań PKB wyprzedzającym o jeden kwartał. Po drugie, najczęściej maksymalna siła związku korelacyjnego występowała dla wyprzedzenia o cztery kwartały (pięć zmiennych). Podobnie było w przypadku wyprzedzeń przez szereg wahań PSP o cztery kwartały. Trzecią ciekawą obserwacją jest to, że najsilniejszy związek korelacyjny wyznaczono dla wahań kredytów krótkoterminowych i wahań PKB wyprzedzających je o pięć kwartałów.

Tabela 5. Zakresy wyprzedzeń przez szereg wahań PKB o liczbę kwartałów od 1 do 6

Skrót	1	2	3	4	5	6
L						
W	×	×				
PC	×	×				
KC	×					
ZB						
ZN						

cd. tab. 5

Skrót	1	2	3	4	5	6
MO		×				
Z			×			
ZPG		×				
ZT						
N	×	×				×
ND		×				
KK			×	×	×	×
ZK		×				
ZKD		×				
I						×
WRB		×				
WRN	×	×				
UZMO						
UPGZ	×					
RZD	×					
RZPGD	×					
RN	×	×				
RND	×	×				
RZK	×	×				
RZKD	×	×				
WPB			×			×
WWP						×
UIPC						

Źródło: obliczenia własne.

Podobnie jak w przypadku wahań PSP, dla PKB również przeprowadzono test przyczynowości Grangera. Wykrył on związki między wyprzedzającymi szeregami wahań PKB i wahaniami analizowanych zmiennych, których nie wykryła analiza korelacji. Dotyczyło to dwóch zmiennych: przeciętnego wynagrodzenia w sektorze przedsiębiorstw oraz udziału wyrobów gotowych w zapasach. Niestety, test Grangera nie potwierdził związku wyodrębnionego analizą regresji w czterech przypadkach (wynik finansowy brutto i netto, zapasy towarów oraz udział zapasów w majątku obrotowym). W przypadku pozostałych zmiennych wskazania obydwu metod doboru zmiennych pokrywają się. Dla trzech z nich obydwa testy wskazują nawet na te same wyprzedzenia (koszt własny sprzedanych produktów, zapasy produktów gotowych oraz kredyty krótkoterminowe).

4. Analiza równań regresji wielorakiej

Dwie metody doboru zmiennych opisujących dla dwóch grup przesuniętych szeregów wahań PSP oraz PKB przyniosły potencjalnie cztery zestawy zmiennych opisujących, które posłużyły do konstrukcji równań regresji wielorakiej zmiennych będących parametrami sytuacji finansowej przedsiębiorstw:

a) równania oparte na zmiennych wybranych poprzez analizę korelacji spośród sześciu przesuniętych szeregów wahań PSP,
b) równania oparte na zmiennych wybranych testem Grangera spośród sześciu przesuniętych szeregów wahań PSP,
c) równania oparte na zmiennych wybranych poprzez analizę korelacji spośród sześciu przesuniętych szeregów wahań PKB,
d) równania oparte na zmiennych wybranych testem Grangera spośród sześciu przesuniętych szeregów wahań PKB.

Takie podejście do konstruowania równań regresji pozwoli na dokonanie porównań metod doboru zmiennych oraz porównań dotyczących tego, która zmienna, PSP czy PKB, służy do konstrukcji modeli o większej wartości heurystycznej. Ocena celowości dobierania zmiennych (niezależnie od wyboru metody) zostanie przeprowadzona poprzez porównanie liczebności i potencjału wyjaśniającego równań wyznaczonych według zestawów a)–d) z równaniami powstałymi bez wstępnej selekcji zmiennych. Wyniki konstruowania równań regresji wielorakiej przedstawiono w tabeli 6 (litera „w" podana przed wymieniem ilości kwartałów wyprzedzenia oznacza obecność wyrazu wolnego w równaniu).

Porównanie metod doboru zmiennych wypada zdecydowanie na korzyść analizy korelacji. Przyniosła ona w sumie 45 istotnych statystycznie równań regresji, przy 37 równaniach wyznaczonych na podstawie zmiennych wyselekcjonowanych testem Grangera. Dodatkowo należy zauważyć, że w sytuacjach, w których udało się skonstruować równania regresji na bazie zmiennych wyselekcjonowanych jedną i drugą metodą, częściej wyższy współczynnik regresji wielorakiej uzyskano przy analizie korelacji (dziewiętnaście przypadków na dwadzieścia osiem).

Przewaga analizy korelacji nad testem Grangera jest widoczna również w innym aspekcie dokonywanych estymacji parametrów równań regresji. Jeśli zidentyfikujemy zmienne y_t w przypadku których dobór przesunięć wahań PSP lub PKB potwierdził się przy konstruowaniu równań regresji bez wstępnej selekcji zmiennych opisujących, to okazuje się, że potwierdzenie doboru nastąpiło ośmiokrotnie dla analizy korelacji i pięciokrotnie w przypadku testu Grangera.

W poprzednim rozdziale sformułowano hipotezę o wyższym potencjale wyjaśniającym szeregów PKB_{t-i} w stosunku do szeregów PSP_{t-i}. Znalazła ona potwierdzenie w analizie równań regresji wielorakiej uzyskanych na podstawie

Tabela 6. Struktura równań regresji oraz współczynniki regresji wielorakiej

Skrót zmiennej *y*	Produkcja sprzedana przemysłu				Produkt krajowy brutto				PSP i PKB		
	korelacje		test Grangera		korelacje		test Grangera		wszystkie wyprzedzenia		
	Wyprzedzenia w kwartałach	R^2	Wyprzedzenia w kwartałach	R^2	Wyprzedzenia w kwartałach	R^2	Wyprzedzenia w kwartałach	R^2	PSP	PKB	R^2
L			w;2	0,4302							
W			1;2	0,2931							
PC	1	0,6606	1	0,6586	w;1	0,2179	w;1	0,2145	1;2	1;4	0,7234
KC	1	0,6135	1	0,6454	w;1	0,3694	w;1	0,3694	1;2	1;4	0,7143
ZB	w;5	0,3315			w;4	0,1696			w;5		0,3315
ZN	w;5	0,3760			w;4	0,1552			w;5		0,3760
MO	w;2	0,1839			w;1	0,2897	w;1	0,2897		w;1	0,2933
Z	1;2;3	0,6495	1	0,4527	w;1	0,4537	w;2	0,2397	1	1	0,6786
ZPG	3	0,3992	w;1;5	0,4710	1;2	0,5792	1;2	0,5792		w;1;3	0,5887
ZT					w;1	0,4652				1	0,1222
N					w;3	0,2659	1;6	0,2297	w;5	4	0,2332
ND					w;4	0,1978	w;1	0,2237	w;5	4	0,2377
KK	6	0,2884	w;1	0,2269	w;3;6	0,7418	w;3;6	0,7418	w;2;5	2;3;4;5;6	0,9085
ZK					w;3	0,2362	2	0,2012	w;1	4;6	0,4280
ZKD					4	0,2992	2	0,3055		4	0,2093
I					1	0,2418	3	0,1204		3	0,1204
WRB	w;4	0,4382	1;2	0,3854	w;3	0,2799	w;2	0,2744	w;5		0,4704
WRN	w;4	0,4481	1;2	0,4286	w;3	0,3400	w;2	0,3691	w;5		0,5063
UZMO	w;2	0,4526	w;1	0,4466	w;1	0,2403				w;1;6	0,4619
UPGZ	w;4	0,2418	w;4	0,2478			w;1	0,1828	w;4		0,2478
RZD	w;4	0,3266	w;2;3	0,3425	w;2;4	0,4667				w;2	0,4871
RZPGD	4	0,4255	4	0,4302	w;3	0,2811	w;1	0,1937	4		0,4302
RN	w;1	0,1892			w;5	0,3455	w;2	0,1195		w;6	0,1839
RND	w;1	0,2058	w;1	0,2051	w;5	0,3978	w;2	0,1118		w;6	0,2135
RZK	w;1	0,2456	6	0,2210	w;6	0,2872				w;6	0,2872
RZKD	6	0,2607	w;1	0,1807	3;5	0,4901	2	0,1710		2;5	0,4103
WPB	w;6	0,2200	w;2	0,1098	w;4;6	0,4136	w;4;6	0,4136		w;4;6	0,4136
WWP	w;6	0,2205			w;5	0,2215	w;1;4;6	0,4455	w;5;6	1;4	0,4684
UIPC											

Źródło: obliczenia własne.

obydwu grup szeregów. Korzystając ze zmiennych objaśniających opartych na przesunięciach szeregów wahań PSP, uzyskano 37 istotnych statystycznie równań regresji wielorakiej. W przypadku zmiennych objaśniających PKB_{t-i} udało się sformułować 45 takich równań. Prawdopodobnie PKB, jako miara opisująca poziom aktywności gospodarczej w szerszym zakresie przedmiotowym niż produkcja sprzedana przemysłu, lepiej oddaje zmiany koniunkturalne.

Przewaga potencjału wyjaśniającego szeregów PKB_{t-i} nad szeregami PSP_{t-i} widoczna jest również w innym kontekście dokonywanych estymacji parametrów równań regresji. Jeśli zidentyfikujemy zmienne y, w przypadku których dobór przesunięć wahań PSP lub PKB potwierdził się przy konstruowaniu równań regresji bez wstępnej selekcji zmiennych opisujących, to okazuje się, że potwierdzenie doboru nastąpiło pięciokrotnie dla równań opartych na zmiennych PKB_{t-i} i czterokrotnie dla równań opartych na zmiennych PSP_{t-i}. Ponadto łącznie we wszystkich równaniach regresji konstruowanych bez wstępnej selekcji zmiennych wyprzedzające szeregi wahań PKB występują 31 razy, a szeregi wahań PSP 18 razy.

Jedynie konfrontacja współczynników regresji wielorakiej dla równań regresji zmiennych y uzyskanych zarówno na podstawie szeregów PKB_{t-i}, jak i na podstawie szeregów PSP_{t-i}, nie dała jednoznacznego wskazania. Dziesięciokrotnie uzyskano wyższy R^2 w pierwszym przypadku i dziesięciokrotnie w drugim.

Celem analiz dokonywanych w tym rozdziale jest również sprawdzenie, czy dobór zmiennych do modelu jest celowy. To pytanie jest niezasadne w sytuacji, w której możliwych do wyboru zmiennych jest tak wiele, że przekroczone zostają możliwości obliczeniowych narzędzi statystycznych. W takich przypadkach zawsze należy dokonać selekcji zmiennych. W innych istnieje możliwość pominięcia selekcji danych i przyjęcia wszystkich zmiennych do konstruowania równania regresji. Estymacja parametrów dokonana bądź metodą regresji krokowej wstecznej, bądź metodą standardową z eliminacją zmiennych, dla których parametry równania są nieistotne statystycznie, daje w ostatecznej postaci równanie regresji ze wszystkimi parametrami istotnymi.

Proste kryterium ilościowe wskazuje na celowość dokonywania selekcji zmiennych. W przypadku estymacji parametrów równań poprzedzonej selekcją zmiennych objaśniających (warianty a)–d)) udało się wyznaczyć istotne statystycznie równania regresji wielorakiej dla 28 zmiennych objaśnianych (nie udało się tylko dla udziału nakładów inwestycyjnych w przychodach). Gdy pominięto selekcję zmiennych objaśniających, udało się to dla 26 zmiennych objaśnianych.

Gdy za kryterium oceny przyjmiemy współczynnik R^2, to uprzednia selekcja danych daje lepszy wynik w dziewięciu przypadkach, identyczny w siedmiu przypadkach i gorszy w stosunku do wariantu bez selekcji w dwunastu przypadkach. Przewaga wariantu bez selekcji wynikać może z tego, że w jego przypadku wzięto pod uwagę łącznie szeregi PKB_{t-i} i szeregi PSP_{t-i}.

Tabela 7. Prognozy odchyleń badanych zmiennych od linii trendu H-P przy różnych metodach doboru zmiennych do równań regresji

Skrót	Rzeczywista wartość odchylenia dla IV kwartału 2002	Prognoza naiwna		Produkcja sprzedana przemysłu				Produkt krajowy brutto				PSP i PKB	
				korelacje		test Grangera		korelacje		test Grangera		wszystkie wyprzedzenia	
		wartość	odchylenie	wartość	odchylenie	wartość	odchylenie	wartość	odchylenie	wartość	odchylenie	wartość	odchylenie
L	1,0140	0,9987	*–1,50%*			0,9669	*–4,64%*						
w	0,9469	0,9642	*1,83%*			0,9156	*–3,30%*						
PC	0,9790	0,9774	*–0,17%*	0,9606	*–1,88%*	0,9614	*–1,80%*	0,9777	*–0,13%*	0,9750	*–0,41%*	0,9591	*–2,03%*
KC	0,9689	0,9726	*0,38%*	0,9605	*–0,87%*	0,9603	*–0,89%*	0,9713	*0,25%*	0,9713	*0,25%*	0,9524	*–1,71%*
ZB	910,3	116,6	*–87,19%*	267,0	*–70,67%*			161,6	*–82,25%*			267,0	*–70,67%*
ZN	779,0	38,7	*–95,04%*	245,4	*–68,50%*			149,3	*–80,84%*			245,4	*–68,50%*
MO	0,9493	0,9549	*0,59%*	0,9818	*3,42%*			0,9769	*2,91%*	0,9769	*2,91%*	0,9705	*2,23%*
Z	0,9330	0,9322	*–0,08%*	0,9354	*0,26%*	0,9555	*2,42%*	0,9622	*3,13%*	0,9773	*4,75%*	0,9436	*1,14%*
ZPG	0,9471	0,9442	*–0,31%*	0,9468	*–0,03%*	0,9128	*–3,62%*	0,9416	*–0,58%*	0,9416	*–0,58%*	0,9273	*–2,09%*
ZT	0,9512	0,9411	*–1,06%*					0,9120	*–4,12%*			0,9332	*–1,89%*
N	0,9446	0,9578	*1,40%*					0,9807	*3,82%*	0,9613	*1,77%*	0,9945	*5,28%*
ND	0,9479	0,9587	*1,14%*					0,9850	*3,92%*	0,9806	*3,45%*	0,9938	*4,85%*
KK	0,9477	0,9720	*2,57%*	0,9551	*0,79%*	1,0843	*14,42%*	0,9368	*–1,14%*	0,9368	*–1,14%*	0,9745	*2,83%*
ZK	0,9683	0,9704	*0,22%*					0,9726	*0,45%*	0,9736	*0,55%*	0,9363	*–3,30%*
ZKD	0,9636	0,9750	*1,18%*					0,9679	*0,45%*	0,9596	*–0,41%*	0,9677	*0,43%*
I	0,9546	0,9417	*–1,35%*					0,9216	*–3,46%*	0,9588	*0,43%*	0,9588	*0,43%*
WRB	0,0112	0,0033	*–70,59%*	0,0050	*–55,90%*	0,0001	*–98,74%*	0,0032	*–71,87%*	0,0033	*–70,47%*	0,0035	*–68,73%*
WRN	0,0094	0,0019	*–79,23%*	0,0056	*–40,68%*	0,0020	*–78,98%*	0,0038	*–59,09%*	0,0042	*–55,46%*	0,0040	*–57,64%*
UZMO	0,9944	0,9863	*–0,82%*	0,9812	*–1,32%*	0,9802	*–1,43%*	0,9863	*–0,81%*			0,9878	*–0,66%*
UPGZ	1,0094	1,0048	*–0,46%*	0,9827	*–2,65%*	0,9830	*–2,62%*			0,9848	*–2,44%*	0,9830	*–2,61%*
RZD	0,9710	0,9634	*–0,78%*	0,9889	*1,85%*	0,9908	*2,04%*	0,9875	*1,70%*			0,9852	*1,47%*
RZPGD	0,9818	0,9662	*–1,59%*	0,9708	*–1,12%*	0,9701	*–1,19%*	0,9822	*0,04%*	0,9790	*–0,28%*	0,9701	*–1,19%*
RN	1,1372	1,1541	*1,48%*	1,0291	*–9,51%*			0,9892	*–13,02%*	0,9818	*–13,67%*	0,9908	*–12,87%*
RND	0,9588	0,9684	*1,00%*	1,0308	*7,51%*	1,0295	*7,37%*	0,9884	*3,09%*	0,9877	*3,01%*	0,9903	*3,29%*
RZK	0,9748	0,9769	*0,22%*	1,0344	*6,12%*	0,9836	*0,91%*	0,9891	*1,47%*			0,9891	*1,48%*
RZKD	0,9798	0,9855	*0,58%*	0,9780	*–0,18%*	1,0331	*5,44%*	0,9657	*–1,44%*	0,9740	*–0,59%*	0,9618	*–1,84%*
WPB	1,0205	1,0147	*–0,57%*	1,0083	*–1,20%*	0,9899	*–3,00%*	1,0085	*–1,18%*	1,0085	*–1,18%*	1,0085	*–1,18%*
WWP	1,0209	1,0176	*–0,33%*	1,0078	*–1,29%*			1,0075	*–1,32%*	1,0247	*0,37%*	1,0204	*–0,05%*
UIPC	0,9909	0,9622	*–2,90%*										

Źródło: obliczenia własne.

Podsumowanie analizy wyznaczonych równań regresji pozwala na sformułowanie następujących wniosków:
- wstępna selekcja zmiennych opisujących jest celowa,
- lepsze wyniki selekcji daje analiza korelacji,
- większy potencjał wyjaśniający dla estymowanych równań regresji mają zmienne objaśniające oparte na wyprzedzających szeregach wahań PKB.

Z merytorycznego punktu widzenia zaskakujący jest ostatni ze sformułowanych wniosków. Zmienność szeregów wahań produkcji sprzedanej przemysłu wydaje się bliższa wahaniom wybranych parametrów sytuacji finansowej przedsiębiorstw (zmienne y). Dalsza weryfikacja przedstawionych tutaj wniosków zostanie oparta na konfrontacji prognoz zmiennych opisywanych z danymi rzeczywistymi dla IV kwartału 2002 roku.

5. Ocena prognoz uzyskanych różnymi metodami

Równania regresji wyznaczone w poprzednim rozdziale posłużyły dokonaniu prognozy odchyleń zmiennych opisywanych charakteryzujących sytuację finansową przedsiębiorstw dla IV kwartału 2002 roku. Wyniki tych prognoz przedstawiono w tabeli 7. W trzeciej kolumnie tej tabeli znajdują się wartości rzeczywiste prognozowanej zmiennej dla ostatniego kwartału 2002 roku. Za miarę dobroci prognoz przyjęto bezwzględną wartość odchylenia od wartości rzeczywistej. Bardzo wysoki poziom tego odchylenia dla wyników finansowych i wskaźników rentowności wynika z przyjęcia metody addytywnej dla kalkulacji odchyleń od linii trendu Hodricka-Prescota.

Progowym testem dobroci prognozy jest jej konfrontacja z prognozą naiwną zakładającą, że zmienna w prognozowanym kwartale będzie się kształtować na poziomie z poprzedniego kwartału (w analizowanym przypadku z III 2002 r.). Prognoza naiwna była najbardziej zbliżona do danych rzeczywistych w czternastu na dwadzieścia osiem przypadków. Taki rezultat świadczy o przeciętnej wartości prognostycznej wyprzedzających szeregów PSP i PKB. Należy jednak podchodzić ostrożnie do takiej konkluzji i zweryfikować ją dla innego okresu, ponieważ w IV kwartale 2002 r. odnotowano wyhamowanie tendencji spadkowej parametrów sytuacji finansowej przedsiębiorstw. To sprawiło, że wartości odchyleń w III i IV kwartale 2002 r. niewiele się od siebie różnią.

W przypadku czternastu zmiennych, dla których lepsza okazała się prognoza oparta na wyznaczonych równaniach regresji, zdecydowanie dominowały zmienne oparte na wstępnej selekcji zmiennych (trzynaście przypadków na osiemnaście, a jeśli pominiemy prognozę naiwną to w dwudziestu trzech na trzydzieści

dwa[4]). O ile ocena celowości dokonywania selekcji zmiennych dzięki możliwości wyznaczenia równań regresji oraz współczynniki R^2 dawała niejednoznaczne wskazanie, to ocena potencjału prognostycznego zdecydowanie wskazuje na konieczność dokonywania wstępnej selekcji zmiennych opisujących.

Analiza uzyskanych prognoz daje również odpowiedź na pytanie, która z metod selekcji danych przynosi równania regresji o większym potencjale prognostycznym. Wyższą zgodność z danymi rzeczywistymi uzyskano dzięki wyborowi zmiennych przy pomocy analizy korelacji. Przyniosła ona najlepsze prognozy w przypadku 10 zmiennych, podczas gdy test Grangera tylko dla trzech. Wskazanie to jest zgodne z wnioskami opartymi na analizie dopasowania równań regresji.

Porównanie dobroci prognoz budowanych na równaniach regresji opartych na różnych szeregach wyprzedzających pozwala na sformułowanie wniosków odmiennych w stosunku do rezultatów analizy potencjału wyjaśniającego równań regresji. Przypomnijmy, że przesunięte szeregi wahań PKB przyniosły możliwość wyznaczenia większej liczby równań regresji zmiennych opisywanych y. Analiza uzyskanych prognoz wskazuje, że więcej najbliższych rzeczywistości prognoz uzyskano na podstawie równań regresji zbudowanych na przesuniętych szeregach wahań produkcji sprzedanej przemysłu (siedem na dwanaście przypadków).

Do ciekawych wniosków prowadzi analiza prognoz uzyskanych na podstawie równań regresji w rozbiciu na zmienne y, które są strumieniami lub wskaźnikami na nich budowanymi, i zmienne y będące wartościami bilansowymi i powstałymi z nich wskaźnikami. W przypadku tych pierwszych uzyskano najlepsze prognozy w siedmiu przypadkach na osiem, w przypadku stanów bilansowych lub wskaźników struktury na nich opartych zanotowano jedynie pięć najlepszych prognoz na piętnaście zmiennych. Taki stan rzeczy wynika zapewne z bliższego powinowactwa z szeregami wahań PSP i PKB, które również dotyczą strumieni. Przy porównaniu pominięto wskaźniki łączące w sobie wartości strumieni i stanów.

Interesujące obserwacje przynosi skonfrontowanie najlepszych prognoz z wartościami współczynników R^2 dla modeli regresji, które były ich podstawą. Okazuje się, że tylko pięć z czternastu najlepszych prognoz było zbudowanych na równaniach regresji o najwyższym współczynniku regresji wielorakiej. Natomiast pięć innych najlepszych prognoz było zbudowanych na równaniach o najniższym R^2. Obserwacje te prowadzą do wniosku, że nie zawsze wzrost stopnia dopasowania modelu prowadzi do wzrostu dobroci prognozy na nim budowanej.

[4] Liczba przypadków większa od czternastu wynika z powtarzania się najlepszych wyników prognoz dla tych samych zmiennych.

6. Wnioski

Celem opracowania było zweryfikowanie tezy o istnieniu związku między wahaniami aktywności gospodarczej a sytuacją finansową przedsiębiorstw. Dodatkowo zweryfikowano przydatność alternatywnych metod doboru zmiennych objaśniających do modeli regresji wielokrotnej.

Wykonane obliczenia pozwoliły na wyznaczenie wielu równań regresji opisujących wahania zmiennych dotyczących sytuacji finansowej przedsiębiorstw wyprzedzającymi szeregami wahań produkcji sprzedanej przemysłu i produktu krajowego brutto. Sztuka ta nie powiodła się tylko w przypadku „udziału nakładów inwestycyjnych w przychodach". Na podstawie wyznaczonych równań sformułowano czternaście prognoz lepszych od prognozy naiwnej. Szczególnie dobre wyniki prognozy uzyskano dla strumieni finansowych (przychody, koszty, nakłady inwestycyjne) i wskaźników budowanych na ich podstawie:
- przychody ze sprzedaży produktów i towarów,
- koszt własny sprzedanych produktów i wartość sprzedanych towarów w cenie nabycia,
- wynik finansowy brutto,
- wynik finansowy netto,
- nakłady inwestycyjne i inwestycje rozpoczęte,
- wskaźnik rentowności brutto,
- wskaźnik rentowności netto.

Ponadto lepsze od naiwnej prognozy uzyskano w przypadku następujących zmiennych:
- zapasy produktów gotowych,
- kredyty krótkoterminowe,
- zobowiązania krótkoterminowe z tytułu dostaw,
- udział zapasów w majątku obrotowym,
- rotacja zapasów produktów gotowych,
- rotacja zobowiązań krótkoterminowych z tytułu dostaw,
- wskaźnik wysokiej płynności.

Prawie pełna możliwość wyznaczenia istotnych statystycznie równań regresji oraz dobroć uzyskanych prognoz potwierdza hipotezę o wyprzedzającym wpływie wahań poziomu aktywności gospodarczej na parametry sytuacji finansowej przedsiębiorstw.

Prowadzona analiza pozwoliła również na wskazanie, że należy ją poprzedzać selekcją zmiennych tak, aby do konstruowania równań regresji wybrać te, które wykazują związek ze zmienną opisywaną. Lepszym narzędziem selekcji okazała się analiza korelacji z przesunięciami. Test Grangera dał gorsze wyniki zarówno ze względu na dopasowanie modeli regresji, jak i ze względu na potencjał prognostyczny.

Bibliografia

Brigham E. F., *Podstawy zarządzania finansami*, PWE, Warszawa 1997.

Granger C. W. J., *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*, „Econometrica", 1969, No. 37.

Hodrick R. J., Prescott E. C., *Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation*, „Journal of Money, Credit, and Banking", 1997, No. 29.

Makriadakis S., Wheelwright S. C., *Forecasting Methods for Management*, J. Wiley and Sons, New York 1989.

Sierpińska M., Wędzki D., *Zarządzanie płynnością finansową w przedsiębiorstwie*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1997.

Sławomir Kalinowski

Influence of business fluctuations on the financial condition of enterprises in Poland in the years 1993–2002

Summary

Fluctuations in economic activity on the macro scale and the related fluctuations in aggregated demand exert a significant influence on the activity of enterprises. They are the most important factors which shape the enterprises' financial condition. The author's aim was to check what parameters of the financial condition of enterprises are influenced by fluctuations in economic activity on the macro scale. Both the force and nature of this influence were regarded to be equally significant. The aim of the article is to verify a thesis about the connection between fluctuations in economic activity and the financial condition of enterprises.

The research was based on the construction and analysis of regression models where the dependent variables were parameters and indicators of the financial condition of enterprises and the independent variables were the leading values of fluctuations in the industrial production sold and GDP. The selection of leads was based on the analysis of correlation and Granger's test.

The models of regression served as a basis to forecast the dependent variables. The results of forecasts were particularly good for financial streams (revenues, costs, investment outlays) and indicators constructed on their basis. An almost complete possibility of determining statistically significant equations of regression and goodness of fit of the prognoses confirmed the hypothesis of a leading character of the influence of fluctuations in the level of economic activity on the parameters.