

**Grzegorz Kowalewski**

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

---

## JESZCZE O DOKŁADNOŚCI PROGNOZ JAKOŚCIOWYCH KONIUNKTURY GOSPODARCZEJ

---

**Streszczenie:** W jakościowych badaniach koniunktury gospodarczej zazwyczaj stosowane są pytania jednokrotnego wyboru z trzema wariantami odpowiedzi: pozytywnym, neutralnym i negatywnym. Dla każdego takiego pytania oblicza się saldo odpowiedzi jako różnicę między procentowym udziałem odpowiedzi pozytywnych i negatywnych. Nie są brane pod uwagę odpowiedzi neutralne, co powoduje „sklejanie” różnych struktur odpowiedzi. Analizując jakość prognoz formułowanych przez ankietowanych dyrektorów przedsiębiorstw, najczęściej bada się tylko salda odpowiedzi z testów koniunktury. Wyniki takich badań nie są najlepsze. W artykule są zaprezentowane wyniki badań jakości prognoz na podstawie szczegółowej analizy struktury odpowiedzi na przykładzie miesięcznej ankiety przemysłowej GUS-u. Do oceny dokładności prognoz zastosowano współczynnik Theila.

**Słowa kluczowe:** testy koniunktury, jakość prognoz, ankiety koniunktury GUS-u.

### 1. Wstęp

Badaniu dokładności prognoz jakościowych koniunktury gospodarczej poświęconych jest wiele prac (np. [Kowalewski 2005; 2006; 2008]). We wszystkich analizuje się salda odpowiedzi na pytania z ankiet koniunktury. Niestety wyniki tych prac wskazują na słabą jakość prognoz koniunktury. Być może jest to wynikiem badania samego salda, a nie pełnej struktury odpowiedzi na pytania ankiety. Celem prezentowanego artykułu jest przedstawienie wyników badań jakości prognoz na podstawie szczegółowej analizy struktury odpowiedzi. Do ilustracji posłużyły miesięczne ankiety przemysłowe GUS.

### 2. Testy koniunktury

Test koniunktury jest najczęściej stosowaną metodą badania i prognozowania koniunktury gospodarczej. Jest to zespół powiązanych ze sobą ankiet zawierających pytania dotyczące podstawowych wielkości ekonomicznych symptomatycznych dla koniunktury. Badaniem mogą być objęte różne dziedziny gospodarcze i społeczne charakteryzujące się znacznym udziałem podmiotów gospodarczych podejmujących wolne decyzje ekonomiczne, działających w ramach gospodarki rynkowej (prze-

mysł przetwórczy, budownictwo, handel detaliczny, różne rodzaje usług, gospodarstwa domowe).

Bezpośrednim celem badań testem koniunktury jest m.in.:

- ustalenie aktualnej kondycji i skali działalności ankietowanych jednostek gospodarczych (zazwyczaj w porównaniu z poprzednim okresem: miesiącem, kwartałem),
- wykrycie zmian podstawowych parametrów aktywności gospodarczej,
- rozpoznawanie zamierzeń i oczekiwań respondentów,
- przewidywanie zmian aktywności w najbliższym okresie.

Prognozy budowane na podstawie testów koniunktury dotyczą krótkiego okresu, najczęściej nie przekraczają trzech miesięcy.

W Polsce badania koniunktury za pomocą testów prowadzi m.in. Główny Urząd Statystyczny. Do analizy dokładności prognoz wykorzystane zostały wyniki badań GUS dla przedsiębiorstw przemysłu przetwórczego na podstawie ankiety miesięcznej AK-P/m<sup>1</sup>. Zawiera ona pytania diagnostyczne (odnoszące się do badanego miesiąca) i pytania prognostyczne (dotyczące najbliższych trzech miesięcy).

W testach koniunktury zbierane informacje mają przeważnie charakter jakościowy, tzn. nie zawierają z zasady żadnych liczb, a jedynie ocenę stanu lub tendencji.

Na podstawie każdego pytania ankiety miesięcznej jest konstruowany wskaźnik koniunktury jako saldo (różnica) między odsetkiem odpowiedzi na pierwszy wariant – korzystny z punktu widzenia przedsiębiorstwa (np. „dobra”, „poprawi się”) – a trzecim wariantem – niekorzystnym (np. „zła”, „pogorszy się”). Przy konstrukcji wskaźnika koniunktury nie jest brany pod uwagę drugi wariant odpowiedzi – obojętny dla przedsiębiorstwa (np. „zadowolająca”, „pozostanie bez zmian”), co może być uznane za wadę takiego sposobu obliczania wskaźników prostych, wtedy bowiem „sklejane” są różne struktury odpowiedzi. Analizując jakość prognoz sformułowanych przez ankietowanych dyrektorów przedsiębiorstw, zauważa się, że najczęściej bada się tylko salda odpowiedzi z testów koniunktury. Wyniki takich badań (por. np. [Kowalewski 2005; 2006; 2008]) nie są najlepsze.

W artykule są zaprezentowane wyniki badań jakości prognoz na podstawie szczegółowej analizy struktury odpowiedzi na przykładzie miesięcznej ankiety przemysłowej GUS.

### 3. Badania empiryczne

Pytanie, na które będziemy chcieli odpowiedzieć, jest następujące: jak respondenci (czyli dyrektorzy przedsiębiorstw) prognozują sytuację gospodarczą swojego przedsiębiorstwa? Aby na nie odpowiedzieć, sprawdzimy, **czy opinia o przyszłej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstwa była zgodna z oceną sytuacji w okresie prognozowanym.**

---

<sup>1</sup> Wzór ankiety znajduje się na stronie GUS: [www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/PUBL\\_AK-pm.pdf](http://www.stat.gov.pl/cps/rde/xbcr/gus/PUBL_AK-pm.pdf).

Badania przeprowadzono dla danych od czerwca 1992 r. do grudnia 2008 r.

Wersje odpowiedzi w ankiecie przemysłowej GUS będą oznaczane w następujący sposób: np. P11-1 oznacza pierwszą wersję odpowiedzi („poprawi się”) na pytanie 11 ankiety („Przewidywana ogólna sytuacja gospodarcza przedsiębiorstwa”).

W artykule będzie badana jakość prognoz w zależnościach między następującymi pytaniami<sup>2</sup> – zob. tab. 1.

**Tabela 1.** Zależności między odpowiedziami na pytania

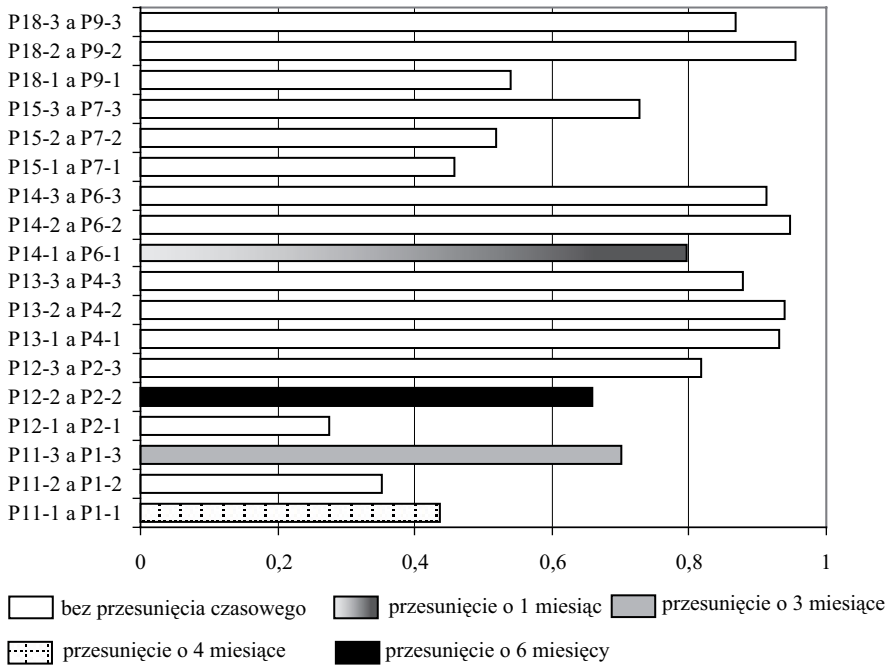
Wersja odpowiedzi z pytania prognostycznego	Wersja odpowiedzi z pytania diagnostycznego
P11-1	P1-1
P11-2	P1-2
P11-3	P1-3
P12-1	P2-1
P12-2	P2-2
P12-3	P2-3
P13-1	P4-1
P13-2	P4-2
P13-3	P4-3
P14-1	P6-1
P14-2	P6-2
P14-3	P6-3
P15-1	P7-1
P15-2	P7-2
P15-3	P7-3
P18-1	P9-1
P18-2	P9-2
P18-3	P9-3

Źródło: opracowanie własne.

Dane zostały oczyszczone z wahań przypadkowych i sezonowych za pomocą trendu pełzającego Hellwiga [Hellwig 1963; 1967].

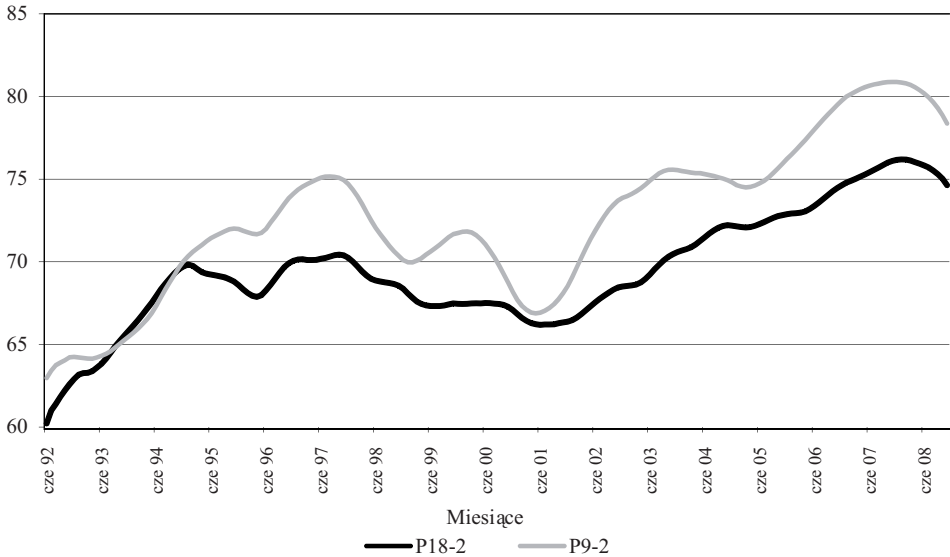
Pierwszy problem polegał na sprawdzeniu, na jaki okres respondenci prognozują. Aby odpowiedzieć na to pytanie, obliczono współczynniki korelacji między ich ocenami a prognozami równoległymi i z przesunięciami czasowymi od miesiąca do sześciu miesięcy. Przesunięcie czasowe o  $n$  miesięcy oznacza porównanie wersji odpowiedzi z pytania prognostycznego z danego okresu z wersją odpowiedzi pytania diagnostycznego o  $n$  miesięcy późniejszej. Najsilniejsze zależności przedstawiono na rys. 1.

<sup>2</sup> Wybrano wszystkie pytania prognostyczne, dla których występowało odpowiednie pytanie diagnostyczne.



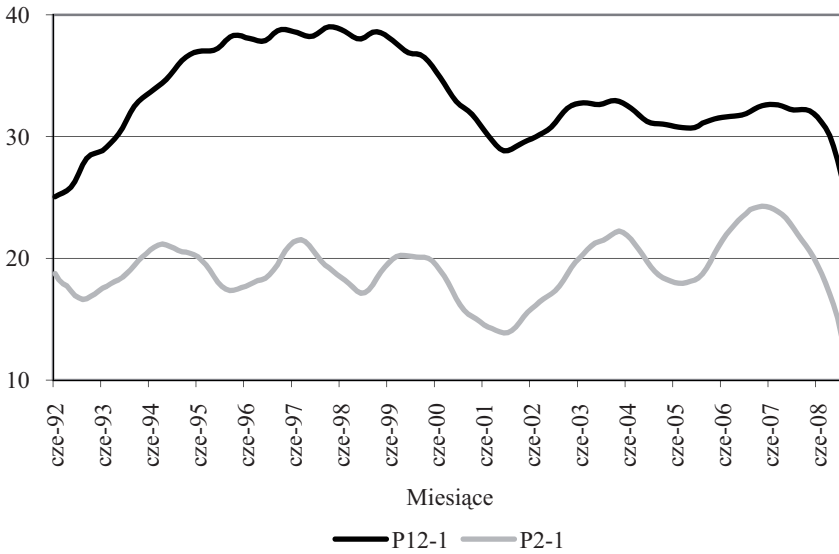
Rys. 1. Korelacje między odpowiedziami na pytania

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS-u.



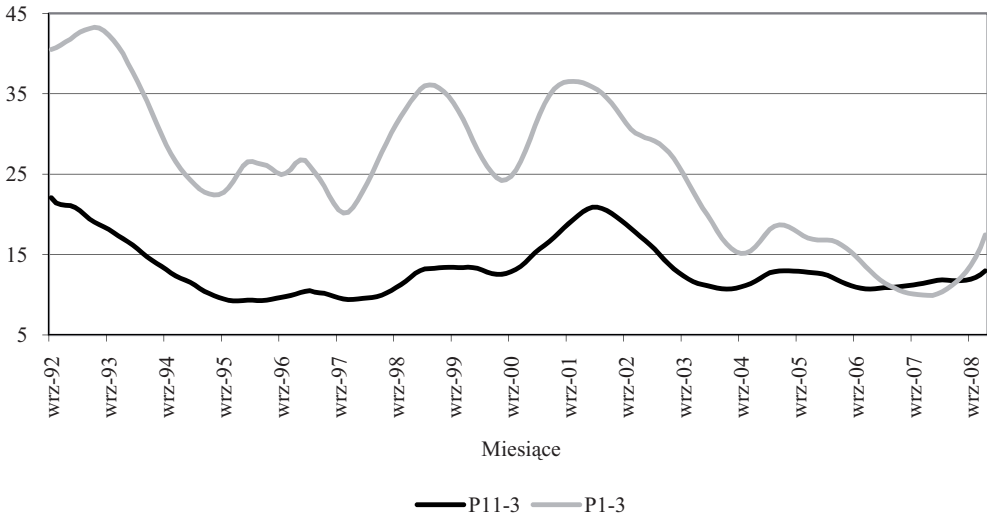
Rys. 2. Szeregi czasowe pytań P18-2 i P9-2

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS-u.



**Rys. 3.** Szeregi czasowe pytań P12-1 i P2-1

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS-u.



**Rys. 4.** Szeregi czasowe pytań P11-3 i P1-3 z trzymiesięcznym przesunięciem

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS-u.

Pierwsze spostrzeżenie, jakie się nasuwa, jest takie, że wszystkie liniowe zależności są istotne (korelacja jest istotna na poziomie istotności 0,05 powyżej 0,222).

Najsilniejsza zależność korelacyjna występuje między prognozą P18-2 a P9-2:  $r = 0,954$  (dane równoległe). Widoczne to jest na rys. 2. Na tym rysunku i na rysunkach następnym jasną linią zaznaczono odpowiedzi na pytanie dotyczące ocen sytuacji gospodarczej, ciemną – prognoz.

Najślabszą zależność występuje między prognozą P12-1 a P2-1 (bez przesunięcia czasowego),  $r = 0,274$  – zob. rys. 3.

Występowanie trzymiesięcznego horyzontu prognozy można zauważyć tylko dla pytania P11-3 a P1-3 (zob. rys. 4). Trzeba jednak dodać, że różnice między współczynnikami korelacji zarówno z przesunięciami czasowymi jak i bez przesunięć są niewielkie. Dlatego też do dalszej oceny skuteczności prognozowania dla wszystkich pytań przyjęto trzymiesięczny horyzont prognozy.

#### 4. Miernik dokładności prognoz koniunktury

Do oceny dokładności prognozy zastosowano następujący miernik *ex post*: współczynnik Theila wraz z jego dekompozycją.

Współczynnik  $U$  został zaproponowany przez H. Theila w pracach [Theil 1961; 1966]:

$$U = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2}{\sum_{i=1}^n A_i^2}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n E_i^2}{\sum_{i=1}^n A_i^2}},$$

gdzie:  $P_i$  – prognoza na okres  $i$ , gdzie  $i = 1, 2, \dots, n$ ,  $A_i$  – realizacja prognozy w okresie  $i$ .

Bliskie zeru wartości  $E_i$  oraz, co za tym idzie, stosunkowo niskie wartości współczynnika  $U$  świadczą o wysokiej dokładności prognoz. Współczynnik ten informuje, jaki był przeciętny względny błąd prognozy w okresie ich empirycznej weryfikacji.

Zaletą współczynnika Theila jest to, że jego licznik można rozłożyć na sumę kilku składników, z których każdy ma jasną interpretację. Podzielony przez  $n$  licznik wzoru tego współczynnika można zapisać jako:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2 = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (S_P - S_A)^2 + 2S_P S_A (1 - r_{PA}),$$

gdzie:  $\bar{P}$  oznacza wartość średnią prognoz:  $\bar{P} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_i$ ,  $\bar{A}$  oznacza wartość średnią

zaobserwowanych realizacji:  $\bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i$ ,  $S_P$  oznacza odchylenie standar-

dowe prognoz:  $S_P = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})^2}$ ,  $S_A$  oznacza odchylenie standardowe

realizacji:  $S_A = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_i - \bar{A})^2}$ ,  $r$  – współczynnik korelacji liniowej prognoz i realizacji:

$$r = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})(A_i - \bar{A})}{S_P S_A}.$$

Zauważmy, że jeśli występują różnice między prognozami a realizacjami (czyli  $\sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2 \neq 0$ ), to równanie to po podzieleniu przez  $\sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2$  można przedstawić następująco:

$$U^M + U^S + U^C = 1,$$

gdzie:

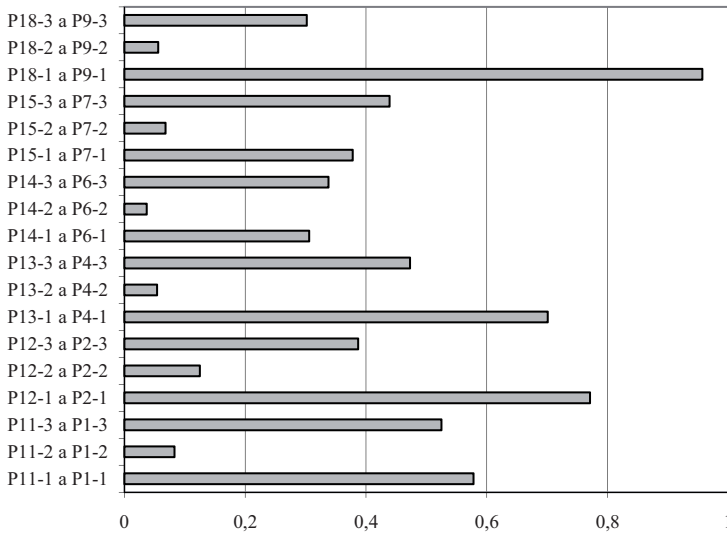
$$U^M = \frac{(\bar{P} - \bar{A})^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2},$$

$$U^S = \frac{(S_P - S_A)^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2},$$

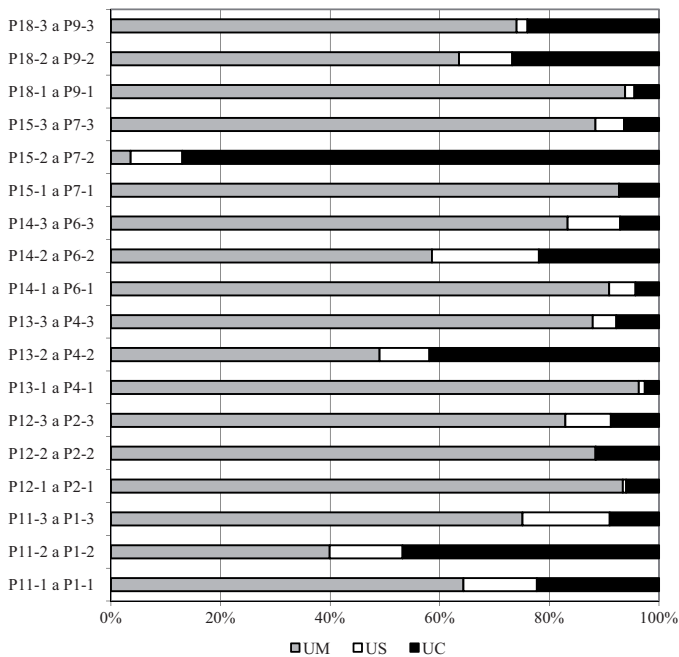
$$U^C = \frac{2S_P S_A (1 - r_{PA})}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2}.$$

$U^M$  mierzy, jaka część błędu prognozy jest wynikiem obciążenia prognozy.  $U^S$  informuje, jaka część błędu prognozy wynika z tego, że zróżnicowanie prognoz nie odpowiada zmienności zmiennej prognozowanej.  $U^C$  mierzy zaś niesystematyczny błąd prognozy.

Na rysunkach 5-6 przedstawiono wartości współczynnika Theila i jego dekompozycję dla badanych zależności z przesunięciem trzymiesięcznym.

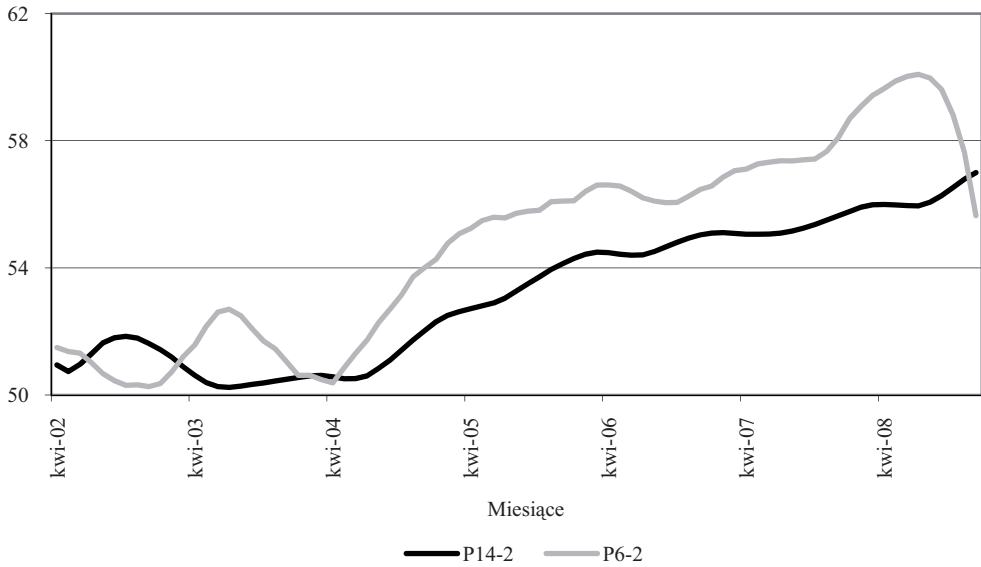


**Rys. 5.** Współczynniki Theila dla badanych zależności z trzymiesięcznym wyprzedzeniem  
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS-u.



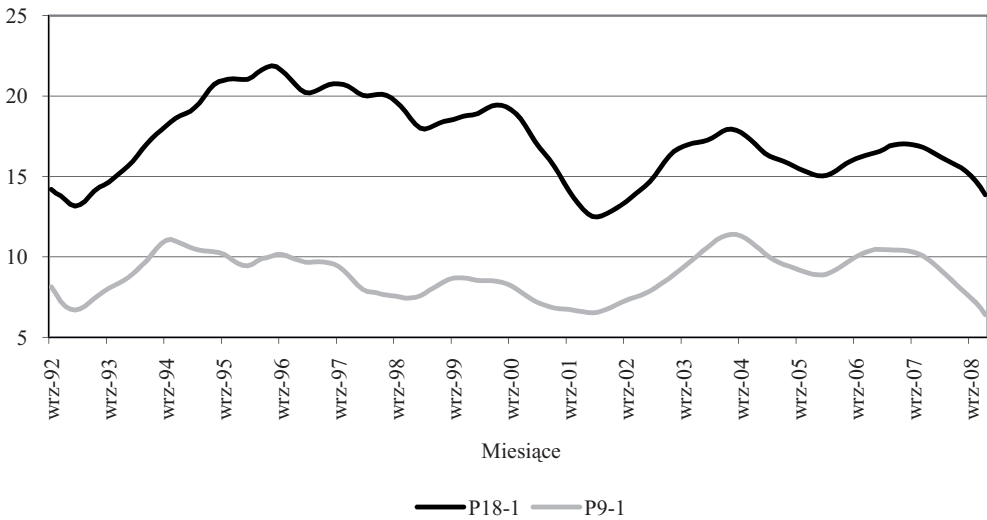
**Rys. 6.** Przyczyny błędów prognoz dla badanych zależności  
 Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS-u.





Rys. 7. Szeregi czasowe pytań P14-2 i P6-2

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS-u.



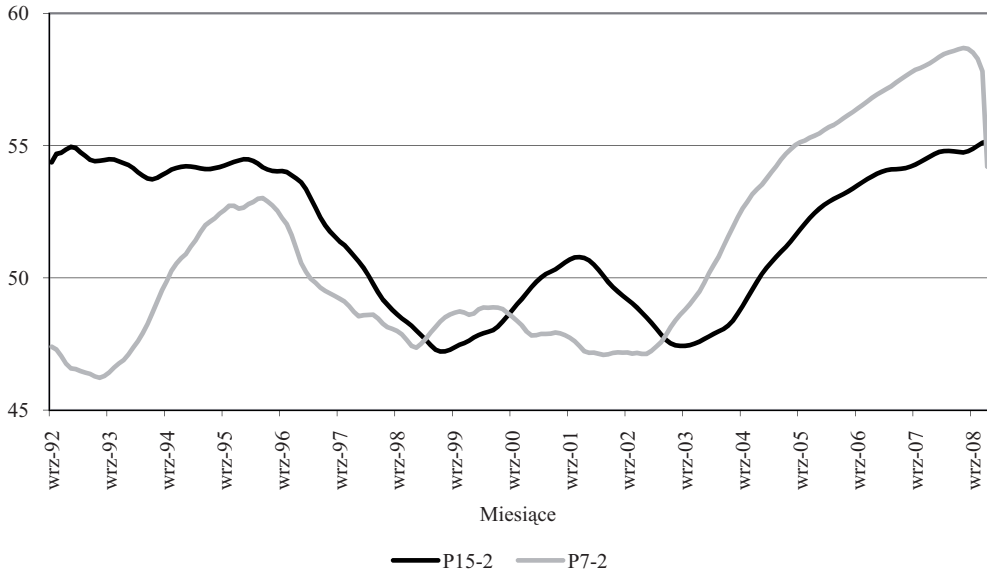
Rys. 8. Szeregi czasowe pytań P18-1 i P9-1

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS-u.

Najniższe wartości współczynnika Theila (a więc największą trafnością prognozy) charakteryzują się prognozy neutralnych wersji odpowiedzi. Jednak te wersje

odpowiedzi niosą mało informacji o koniunkturze – nie wskazują kierunku zmian. Najmniejszą wartość uzyskano dla pytań P14-2 i P6-2 – zob. rys. 7 ( $U = 0,037$ ). Niska wartość może tu wynikać z najmniejszej liczby obserwacji: tylko 81 (pytanie to zostało wprowadzone do ankiety dopiero od stycznia 2002 r.), dla innych pytań mamy nawet 199 obserwacji.

Najwyższą wartością współczynnika Theila ( $U = 0,957$ ), a więc najgorszą jakością prognoz charakteryzują się prognozy P18-1 i P9-1 – zob. rys. 8.



**Rys. 9.** Szeregi czasowe pytań P15-2 i P7-2

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS-u.

Nierealistyczne jest oczekiwanie całkowitej zgodności prognoz z realizacjami. Najbardziej pożądany rozkład błędów ma miejsce wtedy, gdy  $U^c = 0$ . Wówczas błędy nie wynikają ze złej prognozy punktów zwrotnych, ale z błędów systematycznych i elastyczności (które jesteśmy w stanie wyeliminować). W większości badanych zależności rozkład błędów jest zbliżony do rozkładu pożądanego. Wyjątkiem jest zależność między pytaniami P15-2 a P7-2 – zob. rys. 9. W tym wypadku aż 87% błędów prognoz wynika ze złej prognozy punktów zwrotnych (mimo niskiego poziomu współczynnika Theila wynoszącego 0,068).

## 5. Podsumowanie

Patrząc na zaprezentowane wyniki, można sformułować następujące wnioski dotyczące jakości prognoz przedsiębiorstw przemysłowych.

Wartość prognostyczną koniunktury gospodarczej mają szczególnie odpowiedzi pozytywne (1) i negatywne (3). Odpowiedzi neutralne (2) nie wskazują kierunku zmian koniunktury.

W odniesieniu do niektórych pytań respondenci dobrze prognozują swoją sytuację:

1. Przewidywane pogorszenie zdolności przedsiębiorstwa do regulowania zobowiązań (P18-3) wskazuje na pogorszenie tej zdolności po trzech miesiącach (P9-3).

2. Przewidywany wzrost produkcji (P14-1) wskazuje na wzrost produkcji w następnych trzech miesiącach (P6-1).

3. Przewidywany wzrost poziomu produkcji sprzedanej przedsiębiorstwa (P15-1) wskazuje na wzrost poziomu produkcji w następnych trzech miesiącach (P7-1).

4. Przewidywany spadek portfela zamówień na produkty wytwarzane przez przedsiębiorstwo (P12-3) prognozuje spadek portfela zamówień na te produkty po trzech miesiącach (P2-3).

## Literatura

*Badanie koniunktury gospodarczej*, GUS, Warszawa 2007.

Cieślak M. (red.), *Prognozowanie gospodarcze: metody i zastosowanie*, PWN, Warszawa 2001.

Dędyś M., *Jakość prognoz przedsiębiorstw przemysłowych*, [w:] *Statystyczne i ekonometryczne metody badania krótkookresowych zmian stanu gospodarki*, Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH nr 60, SGH, Warszawa 1998.

Hellwig Z., *Prognozy statystyczne i ich znaczenie w przewidywaniu zjawisk i procesów gospodarczych*, Zeszyty Naukowe WSE we Wrocławiu nr 16, WSE, Wrocław 1963.

Hellwig Z., *Schemat budowy prognozy statystycznej metodą wag harmonicznych*, „Przegląd Statystyczny” 1967, nr 2.

Kowalewski G., *Zarys metod badania koniunktury gospodarczej*, UE, Wrocław 2009.

Kowalewski G., *Ocena trafności krótkookresowych prognoz koniunktury gospodarczej przedsiębiorstw budowlanych*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 1112, AE, Wrocław 2006.

Kowalewski G., *Ocena trafności prognoz koniunktury ekonomicznej jednostek handlowych*, [w:] P. Dittmann, J. Szandula (red.), *Prognozowanie w zarządzaniu firmą*, AE, Wrocław 2008.

Kowalewski G., *Prognozowanie sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw przemysłowych*, Prace Naukowe Akademii Ekonomicznej we Wrocławiu nr 1096, AE, Wrocław 2005.

Pawłowski Z., *Prognozy ekonometryczne*, PWN, Warszawa 1973.

Theil H., *Applied Economic Forecasting*, North Holland, Amsterdam 1966.

Theil H., *Economic Forecast and Policy*, North Holland, Amsterdam 1961.

Zeliaś A., Pawełek B., Wanat S., *Prognozowanie ekonomiczne: teoria, przykłady, zadania*, PWN, Warszawa 2003.

## **YET ABOUT QUALITATIVE FORECASTS OF BUSINESS TENDENCY SURVEYS PRECISION**

**Summary:** In most business tendency surveys, respondents usually have three options of choice, such as up, same and down. The balance is then calculated by subtracting the up percentage from the down percentage. The same responses are not taken into account, which may be considered as a defect of such a method for calculating simple indicators, because then different structures of answers are “pasted together”. When examining the quality of the forecasts formulated by conducted company directors, the most often only balance in business tendency surveys are tested. The results of such research are not the best.

In the paper, the results of forecasts quality tests based on a detailed analysis of the response structure exemplified by industrial GUS (Central Statistical Office) monthly survey are presented. The Theil coefficient was applied to estimate the accuracy of forecast.