

Ocena trafności prognoz koniunktury przedsiębiorstw na przykładzie jednostek handlowych

Grzegorz Kowalewski

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

Streszczenie: *Celem artykułu jest zbadanie jakości prognoz formułowanych przez dyrektorów przedsiębiorstw na przykładzie jednostek handlowych w Polsce. W sytuacji słabej trafności prognoz szukano przyczyny tego faktu. Do oceny dokładności prognoz zastosowano 2 mierniki ex post: współczynniki: Theila oraz rozbieżności dla różnic. Artykuł jest oparty na badaniach empirycznych. Podstawą ocen prognoz są wyniki testów koniunktury.*

Wstęp

Celem artykułu jest sprawdzenie jakości prognoz formułowanych przez przedsiębiorstwa w ramach badań testem koniunktury. Badanie zostało przeprowadzone dla jednostek handlowych ankietowanych przez GUS.

Koniunktura w handlu jest prowadzona w GUS comiesięcznie od października 1993 r. Dane o koniunkturze podawane są w następujących przekrojach klasyfikacyjnych¹:

1. według wielkości:
 - a. do 9 pracujących,
 - b. od 10 do 49 pracujących
 - c. od 50 do 249 pracujących,
 - d. od 250 pracujących;
2. według branż:
 - a. żywność,
 - b. włókno, odzież, obuwie,
 - c. gospodarstwo domowe (meble, rtv, agd),
 - d. pojazdy mechaniczne.

Ankieta koniunktury² zawiera 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 prawie każdego pytania ankiety jest konstruowany wskaźnik koniunktury jako saldo (różnica) między odsetkiem odpowiedzi na pierwszy wariant – korzystny z punktu widzenia przedsiębiorstwa (np. „poprawia się”) a odpowiedzi na trzeci wariant – niekorzystny (np. „pogarsza się”). Przy konstrukcji wskaźnika koniunktury nie jest brany pod uwagę drugi wariant odpowiedzi – obojętny dla przedsiębiorstwa (np. „pozostaje bez zmian”).

Wskaźnik ogólnego klimatu koniunktury w handlu jest konstruowany na podstawie odpowiedzi na pytanie numer 2 (dotyczące aktualnej ogólnej sytuacji gospodarczej jednostki) i 10 (dotyczące przewidywanej ogólnej sytuacji gospodarczej jednostki) ankiety. Wskaźnik klimatu koniunktury w handlu jest obliczany jako średnia arytmetyczna procentowych udziałów (sald) odpowiedzi na pytania o aktualną i przewidywaną ogólną sytuację gospodarczą przedsiębiorstwa.

¹ GUS w różnych okresach prowadził grupowanie działalności w różnych zakresach. Dla wymienionych zakresów dostępne są dane dla całego badanego okresu.

² Wzór ankiety (AK-H/m) jest zamieszczony na stronie GUS: www.stat.gov.pl.

Badania empiryczne

Do badania trafności prognoz wykorzystano właśnie wyniki odpowiedzi na 10. pytanie ankiety (Prognoza na najbliższe trzy miesiące ogólnej sytuacji gospodarczej jednostki) oraz 2. (Ocena ogólnej sytuacji gospodarczej jednostki). Będziemy chcieli odpowiedzieć na następujące pytanie: Jak respondenci (czyli dyrektorzy przedsiębiorstw) prognozują sytuację gospodarczą swojej jednostki? Aby odpowiedzieć na to pytanie sprawdzimy, czy opinia o przyszłej sytuacji gospodarczej przedsiębiorstwa (czyli wyniki pytania 10. ankiety) była zgodna z ich własną oceną sytuacji w okresie prognozowanym (wyniki pytania 2. ankiety).

Badania przeprowadzono dla wszystkich działów handlu, dla których GUS przeprowadził badania od października 1993 r. do lipca 2007 r.

Dane zaczerpnięte ze strony internetowej GUS³ musiały zostać poddane procesowi desezonalizacji ze względu na silne wahania sezonowe (patrz rys. 1), mimo apelu zamieszczonego w ankiecie, aby respondenci nie uwzględniali czynnika sezonowego⁴. Oczyszczone z wahań przypadkowych i sezonowych przeprowadzono za pomocą procedury trendu pełzającego [Hellwig 1963, Hellwig 1965]. Siłę wahań sezonowych widać w długości trendów pełzających, które musiały być zastosowane do wygładzania poszczególnych szeregów (patrz tabela 1).

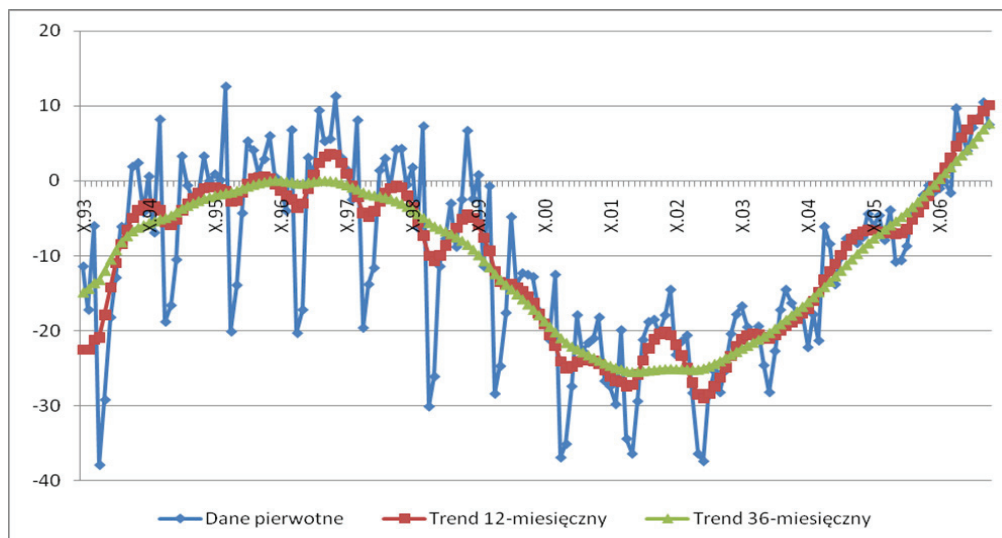
Tab. 1. Długości trendów pełzających zastosowanych do wygładzania szeregów czasowych

| Jednostki handlowe | Pytanie | Długość zastosowanego trendu pełzającego |
|---------------------------------|----------|--|
| Ogółem | Ocena | 36 |
| | Prognoza | 36 |
| Mikro (do 9 pracujących) | Ocena | 36 |
| | Prognoza | 36 |
| Małe (10-49 pracujących) | Ocena | 24 |
| | Prognoza | 24 |
| Średnie (50-249 pracujących) | Ocena | 24 |
| | Prognoza | 24 |
| Duże (250 i więcej pracujących) | Ocena | 24 |
| | Prognoza | 24 |
| Branża żywnościowa | Ocena | 36 |
| | Prognoza | 36 |
| Włókno, odzież, obuwie | Ocena | 36 |
| | Prognoza | 36 |
| Gospodarstwo domowe | Ocena | 36 |
| | Prognoza | 36 |
| Pojazdy mechaniczne | Ocena | 24 |
| | Prognoza | 36 |

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych GUS.

³ www.stat.gov.pl.

⁴ W ankiecie jest następujące stwierdzenie: *Odpowiedzi powinny być udzielane z wyłączeniem wpływu czynnika sezonowego, czyli z pominięciem zmian charakterystycznych dla danego okresu roku.*



Rys. 1. Ocena sytuacji gospodarczej jednostek handlowych ogółem

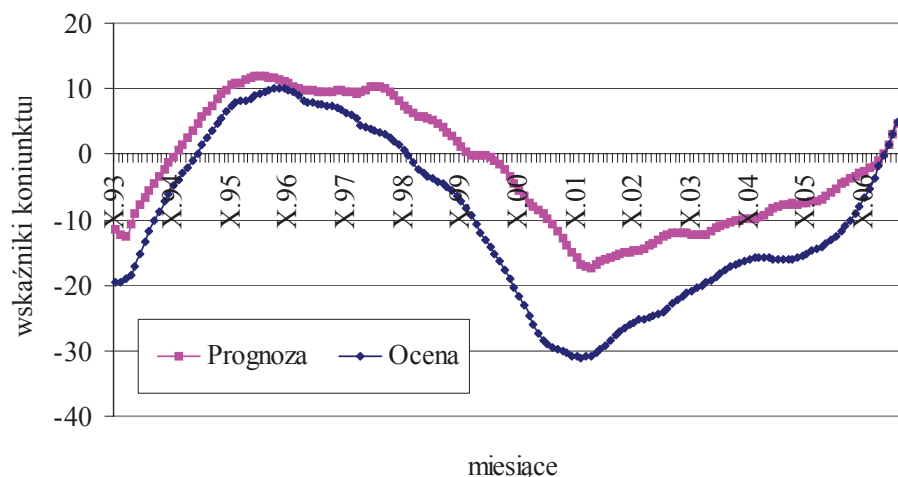
Pierwsze badane zagadnienie, to sprawdzenie, na jaki okres respondenci prognozują.

Aby odpowiedzieć na to pytanie, obliczono współczynniki korelacji między ocenami a prognozami równoległymi i z przesunięciami czasowymi od miesiąca do sześciu miesięcy. Najsilniejsze zależności przedstawiono w tab. 2.

Tab. 2. Zależności między oceną a prognozą sytuacji gospodarczej

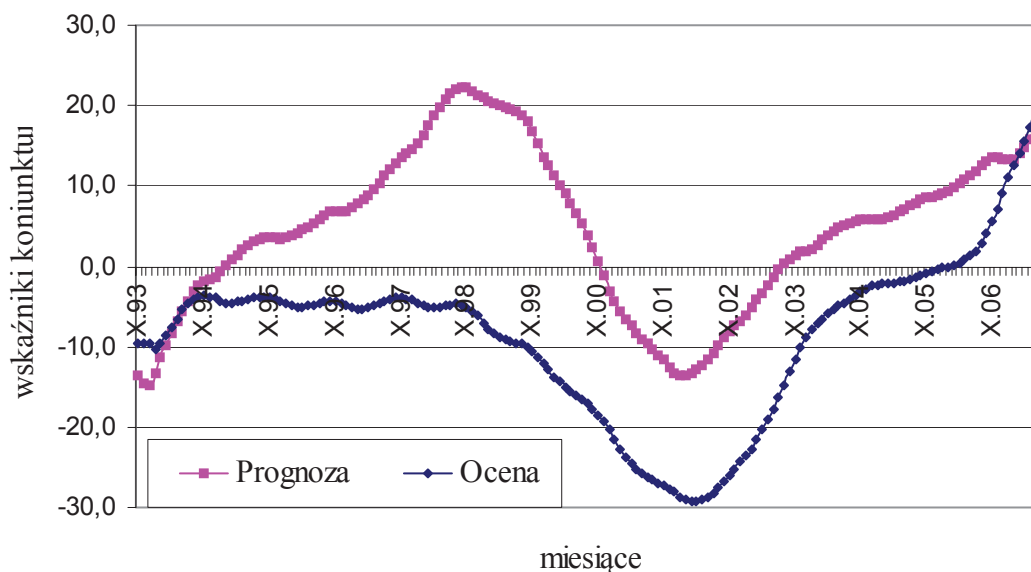
| Jednostki handlowe | Korelacja | Przesunięcie |
|--------------------------|-----------|--------------|
| Ogółem | 0,899 | 0 |
| Do 9 pracujących | 0,955 | 0 |
| 10-49 pracujących | 0,961 | 0 |
| 50-249 pracujących | 0,841 | 0 |
| 250 i więcej pracujących | 0,829 | 1 |
| Żywność | 0,863 | 0 |
| Odzież, obuwiu | 0,903 | 0 |
| Gospodarstwo domowe | 0,652 | 0 |
| Pojazdy mechaniczne | 0,887 | 0 |

Pierwsze spostrzeżenie jakie się nasuwa jest takie, że wszystkie liniowe zależności są istotne. Najsilniejsza zależność między oceną a prognozą ogólnej sytuacji gospodarczej występuje dla małych jednostek. Widoczne jest na rys. 2.



Rys. 2. Jednostki handlowe zatrudniające 10–49 pracowników

Najniższa, choć jeszcze istotna jest zależność dla branży gospodarstwa domowego.



Rys. 3. Jednostki handlowe artykułami gospodarstwa domowego

Najsilniejsze zależności nie występują dla trzymiesięcznego horyzontu prognozy. Korelacje są największe dla danych równoległych i jednomiesięcznego przesunięcia (tylko dla największych jednostek handlowych).

Ponieważ respondenci mają prognozować na okres trzech miesięcy, dlatego też do dalszej oceny skuteczności prognozowania sytuacji gospodarczej przedsiębiorstw dla wszystkich jednostek handlowych przyjęto trzymiesięczny horyzont prognozy.

Mierniki dokładności prognoz

Do oceny dokładności prognozy zastosowano następujące mierniki ex post:

- współczynnik Theila wraz z dekompozycją,
- współczynnik rozbieżności dla różnic.

Współczynnik U^2 został zaproponowany w pracach [Theil 1961, Theil 1966]:

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

gdzie:

P_i – prognoza na okres i , gdzie $i = 1, 2, \dots, n$,

A_i – realizacja prognozy w okresie i .

Bliskie zera wartości E_i oraz, co za tym idzie, stosunkowo niskie wartości współczynnika U^2 świadczą o wysokiej dokładności prognoz. Pierwiastek kwadratowy tego wyrażenia posiada bezpośrednią interpretację: informuje on, jaki był przeciętny względny błąd prognozy w okresie ich empirycznej weryfikacji.

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

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

gdzie:

$$\bar{P} \text{ – wartość średnia prognoz: } \bar{P} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_i,$$

$$\bar{A} \text{ – wartość średnia zaobserwowanych realizacji: } \bar{A} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n A_i,$$

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

$$S_A \text{ – odchylenie standardowe realizacji: } S_A = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (A_i - \bar{A})^2},$$

$$r \text{ – współczynnik korelacji liniowej prognoz i realizacji: } r = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})(A_i - \bar{A})}{S_P S_A}.$$

Zauważmy, że jeśli występują różnice między prognozami a realizacjami (czyli $\sum_{i=1}^n (P_i - A_i)^2 \neq 0$),

to powyższe równanie 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 wypływa z tego, że zróżnicowanie prognoz nie odpowiada zmienności zmiennej prognozowanej. U^C mierzy niesystematyczny błąd prognozy.

Nie należy oczekiwać całkowitej zgodności prognoz z realizacjami. Najbardziej pożądany rozkład błędów ma miejsce wtedy, gdy:

$$U^M = U^S = 0.$$

Współczynnik rozbieżności dla różnic jest obliczany według następującej formuły:

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

gdzie:

$$\Delta P_i = P_{i+1} - P_i,$$

$$\Delta A_i = A_{i+1} - A_i.$$

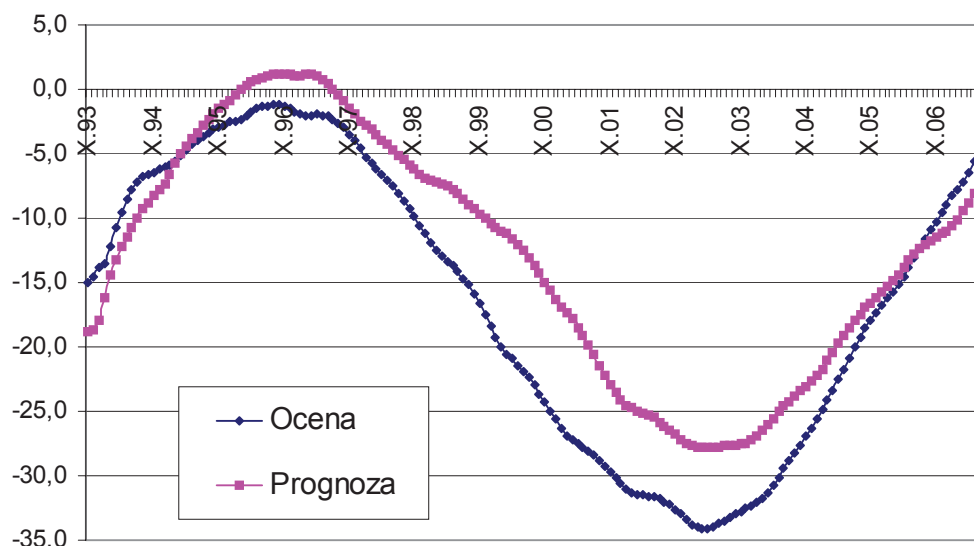
Bliskie zera wartości tego współczynnika świadczą o wysokiej dokładności prognozowania tendencji rozwojowej.

W tabeli 3 przedstawiono wyniki opisywanych wyżej mierników ex post.

Tab. 3. Mierniki dokładności prognoz sytuacji gospodarczej

| Jednostki handlowe | U | U^M | U^S | U^C | U^A |
|--------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Ogółem | 0,505 | 0,378 | 0,158 | 0,464 | 0,590 |
| Do 9 pracujących | 0,287 | 0,327 | 0,109 | 0,564 | 0,535 |
| 10–49 pracujących | 0,586 | 0,604 | 0,145 | 0,251 | 0,671 |
| 50–249 pracujących | 0,861 | 0,578 | 0,029 | 0,393 | 0,903 |
| 250 i więcej pracujących | 0,486 | 0,124 | 0,421 | 0,455 | 1,015 |
| Żywność | 0,442 | 0,043 | 0,328 | 0,629 | 0,543 |
| Odzież, obuwie | 0,627 | 0,846 | 0,008 | 0,146 | 0,630 |
| Gospodarstwo domowe | 1,191 | 0,657 | 0,001 | 0,342 | 0,918 |
| Pojazdy mechaniczne | 0,687 | 0,430 | 0,167 | 0,403 | 0,624 |

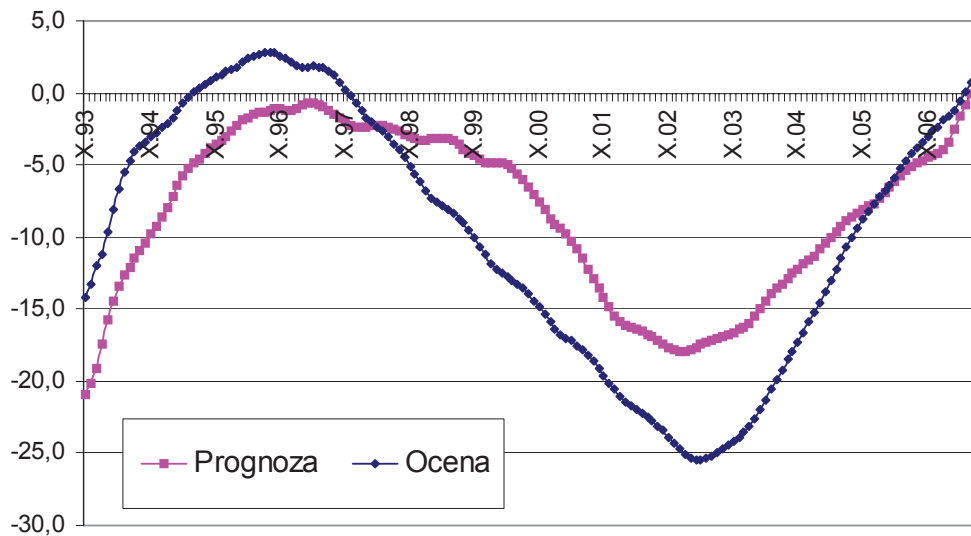
Zdecydowanie najniższą wartością współczynnika Theila (a więc największą trafnością prognozy) charakteryzują się jednostki mikro (rys. 4).



Rys. 4. Jednostki zatrudniające do 9 pracowników

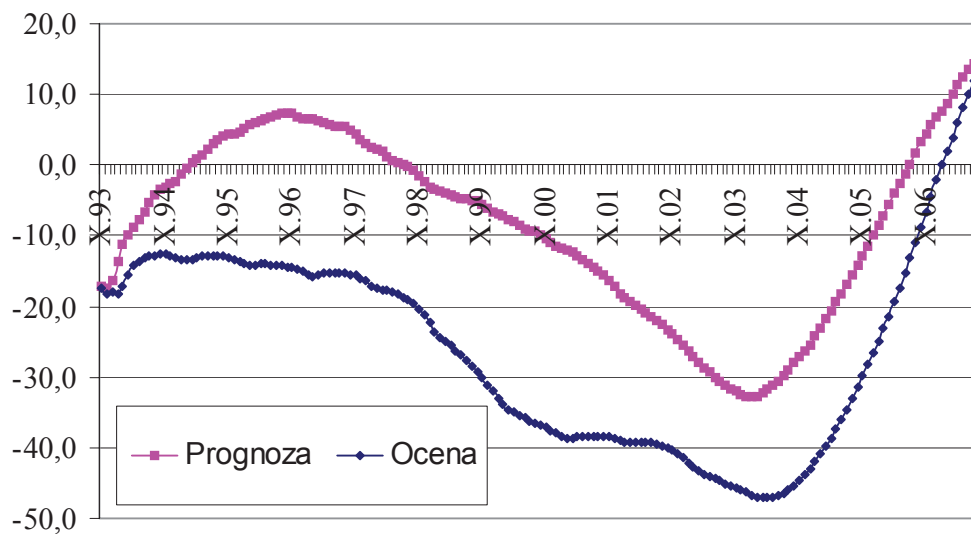
Najwyższą wartością współczynnika U charakteryzują się jednostki handlujące sprzętem agd – czyli te, które charakteryzowały się najmniejszą zależnością korelacyjną (rys. 3).

Najbardziej pożądanym rozkładem błędów charakteryzuje się branża handlująca żywnością (rys. 5). Tutaj prawie 63% błędu prognozy jest wynikiem działania składnika niesystematycznego.



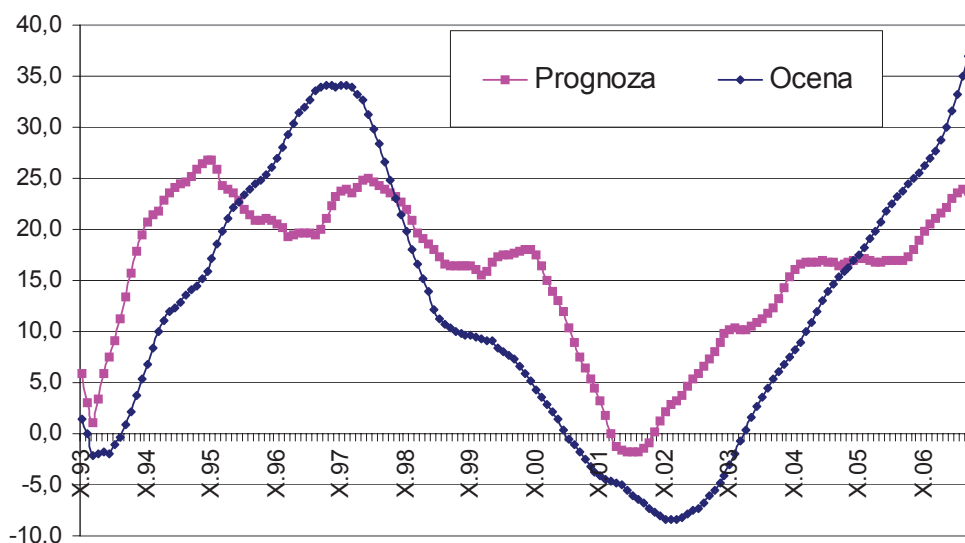
Rys. 5. Jednostki handlujące żywnością

W jednostkach handlujących odzieżą i obuwiem główną przyczyną błędów prognozy jest element systematyczny (rys. 6). Prognoza jest cały czas przeszacowana.



Rys. 6. Jednostki handlujące odzieżą i obuwiem

Współczynnik Theila nie informuje o jakości prognozowania punktów zwrotnych. A to jest szczególnie ważne w badaniach i prognozowaniu koniunktury gospodarczej. Do tego celu lepiej zastosować współczynnik rozbieżności dla różnic. Najniższą wartością tego współczynnika znowu charakteryzują się jednostki mikro. A zatem w tym dziale menedżerowie najlepiej prognozują tendencję rozwojową. Zdecydowanie najwyższą ocenę współczynnika rozbieżności dla różnic posiadają jednostki duże – rys. 7.



Rys. 7. Jednostki handlowe zatrudniające co najmniej 250 pracowników

Aby stwierdzić czy prognozy formułowane przez dyrektorów są dobre, można je porównać z prognozami naiwnymi. Aby to sprawdzić zbudowano prognozy naiwne jako ostatnie wartości ocen sytuacji gospodarczej. Czyli jako prognozę naiwną przyjęto aktualną ocenę sytuacji gospodarczej jednostek handlowych. Stopień trafności takich prognoz przedstawiono w tabeli 4. Porównując wyniki z tabelą 3 widać, że prognozy naiwne są zdecydowanie lepsze od rzeczywistych prognoz respondentów. Przeciętny względny błąd prognozy przyjmuje wartości w zależności od działu od 0,08 (jednostki mikro) do 0,214 (handel pojazdami mechanicznymi). Rozkład błędów też jest dużo lepszy. Błąd systematyczny nie przekracza 0,7%, a błąd niesystematyczny wynosi co najmniej 82%.

Tabela 4. Mierniki dokładności prognoz naiwnych

| Jednostki handlowe | U | U^M | U^S | U^C | U^A |
|--------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Ogółem | 0,113 | 0,061 | 0,031 | 0,908 | 0,387 |
| Do 9 pracujących | 0,080 | 0,013 | 0,005 | 0,982 | 0,448 |
| 10–49 pracujących | 0,152 | 0,038 | 0,003 | 0,960 | 0,448 |
| 50–249 pracujących | 0,212 | 0,003 | 0,006 | 0,991 | 0,596 |
| 250 i więcej pracujących | 0,147 | 0,066 | 0,016 | 0,918 | 0,525 |
| Żywność | 0,113 | 0,030 | 0,004 | 0,966 | 0,431 |
| Odzież, obuwie | 0,089 | 0,038 | 0,102 | 0,860 | 0,429 |
| Gospodarstwo domowe | 0,156 | 0,063 | 0,112 | 0,824 | 0,542 |
| Pojazdy mechaniczne | 0,214 | 0,033 | 0,002 | 0,965 | 0,453 |

Na podstawie prognoz naiwnych trudno jednak dobrze prognozować punkty zwrotne. Mimo to współczynnik rozbieżności dla różnic dla prognoz naiwnych jest na niższym poziomie niż rzeczywiste prognozy przedsiębiorców handlowych.

Podsumowanie

Patrząc na powyższe wyniki, można sformułować następujące wnioski dotyczące jakości prognoz przedsiębiorstw handlowych:

1. Respondenci nie potrafią wyłączyć wpływu czynnika sezonowego. W związku z tym organizator badań koniunktury powinien przeprowadzić desezonalizację zebranych szeregów czasowych i prezentować takie dane.
2. Istnieją istotne zależności między prognozą a oceną sytuacji gospodarczej.
3. Horyzont prognozy jest co najwyżej jednomiesięczny.

4. Dokładność prognoz jest zależna od rodzaju jednostek handlowych. Najlepiej prognozują własną sytuację jednostki mikro.
5. Jakość prognoz własnej sytuacji gospodarczej nie jest najlepsza. Prognozy naiwne (sformułowane w następujący sposób: za trzy miesiące będzie tak samo jak jest obecnie) są lepsze od rzeczywistych prognoz dyrektorów jednostek handlowych.

Literatura

- Badanie koniunktury gospodarczej*. GUS, Warszawa 2007.
- CIEŚLAK M. (red.) 2001: *Prognozowanie gospodarcze: metody i zastosowanie*. PWN, Warszawa.
- DĘDYS M. 1998: *Jakość prognoz przedsiębiorstw przemysłowych*. [w:] Statystyczne i ekonometryczne metody badania krótkookresowych zmian stanu gospodarki, „Prace i Materiały Instytutu Rozwoju Gospodarczego SGH”, 1998, nr 60.
- HELLWIG Z. 1963: *Prognozy statystyczne i ich znaczenie w przewidywaniu zjawisk i procesów gospodarczych*. Zeszyty Naukowe WSE, nr 16.
- HELLWIG Z. 1965: *Schemat budowy prognozy statystycznej metodą wag harmonicznnych*. Przegląd Statystyczny, nr 2.
- KOWALEWSKI G. 1973: *Zarys metod badania koniunktury gospodarczej*. AE, Wrocław.
- PAWŁOWSKI Z. 1973: *Prognozy ekonometryczne*, PWN, Warszawa.
- THEIL H. 1961: *Economic Policy and Forecasting*, North Holland, Amsterdam.
- THEIL H. 1966: *Applied Economic Forecasting*, North Holland, Amsterdam.
- WELFE A. 1998: *Ekonometria. Metody i ich zastosowanie*. PWE, Warszawa.
- ZELIĄS A., PAWELEK B., WANAT S. 2003: *Prognozowanie ekonomiczne: teoria. przykłady, zadania*. PWN, Warszawa.