**Radosław Matusewicz**
Akademia Ekonomiczna w Poznaniu

# OCENA TRAFNOŚCI PROGNOZ METODĄ TESTU KONIUNKTURY DLA RYNKU USŁUG BANKOWYCH W POLSCE

## 1. Wprowadzenie

W badaniach metodą testu koniunktury mamy do czynienia z dwoma rodzajami danych: saldami diagnozy, zwanymi też wskaźnikami diagnozy – stanowiącymi ocenę aktualnej sytuacji (np. w minionym miesiącu, czy kwartale), oraz saldami prognozy (wskaźnikami prognozy) – będącymi efektem przewidywań respondentów co do zmian sytuacji w najbliższej przyszłości[1]. Przewidywania respondentów tworzą pewnego rodzaju system prognoz o charakterze eksperckim.

Niniejsze opracowanie ma dwa zasadnicze cele:

- określenie, na ile prognozy testu koniunktury są zgodne z formułowanymi ex post wskaźnikami diagnozy,
- określenie, na ile salda diagnozy i prognozy są zgodne z danymi pochodzącymi ze sprawozdawczości statystycznej.

Analiza taka zostanie przeprowadzona dla prognoz sytuacji na rynku usług bankowych w Polsce. Źródło danych stanowią cokwartalne badania koniunktury prowadzone od 1992 roku przez Katedrę Badań Marketingowych AE w Poznaniu w bankach na terenie całego kraju. Należy podkreślić, że założenia metodologiczne prowadzonych badań nieco różnią się od rozwiązań najczęściej stosowanych przez inne ośrodki (np. GUS, czy IRG SGH). Przede wszystkim badania te prowadzone są w cyklu kwartalnym, a nie miesięcznym, zaś w pytaniach o kie-

[1] Szerzej na temat metody testu koniunktury patrz m.in. w: D. Hübner, M. Lubiński, W. Małecki, Z. Matkowski, *Koniunktura gospodarcza*, PWE, Warszawa 1994, s. 221 i dalsze oraz R. Barczyk., Z. Kowalczyk, *Metody badania koniunktury gospodarczej*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa 1993, s. 152 i dalsze.

runek zmian rożnych wielkości ekonomicznych stosowana jest skala pięciostopniowa (silny wzrost, niewielki wzrost, brak zmian, niewielki spadek, silny spadek) zamiast popularniejszej skali trzystopniowej (wzrost, brak zmian, spadek).

Zakres przedmiotowy analizy obejmuje 4 zmienne:

- wartość depozytów złotowych,
- wartość depozytów walutowych,
- wartość kredytów złotowych,
- wartość kredytów walutowych.

Zakres czasowy analizy to okres od II kwartału 1993 roku do IV kwartału 2000 roku.

## 2. Analiza zgodności wskaźników prognozy ze wskaźnikami diagnozy

W badaniu stopnia trafności prognoz dla rynku usług bankowych wyróżniono następujące cele cząstkowe analizy:

- jakie zmienne charakteryzują się największą, a jakie najmniejszą zgodnością?
- jakie były przyczyny błędów prognozy?
- jak zmieniała się zgodność w różnych okresach prowadzenia badań?
- jaki wpływ na zgodność prognozy z diagnozą ma sposób obliczania sald koniunktury?

Do określenia stopnia trafności prognoz testu koniunktury na rynku bankowym posłużono się jednym z klasycznych mierników, jakim jest współczynnik rozbieżności zwany też od nazwiska jego twórcy współczynnikiem Theila. Miernik ten posiada następujący wzór:

$$U^2 = \frac{\sum (P - A)^2}{\sum A^2},$$

gdzie $P$ i $A$ oznaczają odpowiednio: saldo prognozy i saldo diagnozy w teście koniunktury.

Miernik ten przyjmuje najczęściej wartość z przedziału od zera do jeden. Im bliższa zera wartość statystyki $U^2$, tym większa dokładność formułowanych prognoz. Oczywiście współczynnik Theila nie jest jedyną metodą oceny trafności prognoz. Ma jednak w stosunku do innych metod tę zaletę, iż jest możliwa jego dekompozycja, wskutek której uzyskuje się współczynniki wskazujące, jakie były ewentualne przyczyny błędów prognozy. H. Theil udowodnił, że zachodzi następująca równość:

$$U_M + U_S + U_C = 1.$$

Współczynnik $U_M$ mówi nam o obciążeniu prognozy, wskazując, jaka część błędu wynika z nieodgadnięcia średniej wartości zmiennej przewidywanej. Z kolei $U_S$ informuje, jaka część błędu jest spowodowana różnicą między stopniem zmienności prognozy i diagnozy. Ostatni współczynnik – oznaczony symbolem $U_C$ – informuje, jaka część błędu prognozy spowodowana jest nieprawidłowym określaniem tendencji rozwojowej. Najbardziej pożądaną sytuacją dla badacza jest ta, w której współczynnik $U_M$ i $U_S$ są równe zero[2].

Przeprowadzona analiza zgodności dała umiarkowanie zadowalające wyniki. W przypadku żadnej ze zmiennych wartość współczynnika Theila nie uzyskała wartości poniżej 0,1. Relatywnie korzystną wartość współczynników (w przedziale 0,11–0,2) uzyskano dla prognoz wartości kredytów złotowych. Natomiast najmniejszy stopień trafności charakteryzuje prognozy podaży depozytów złotowych i walutowych – w ich przypadku współczynnik $U^2$ wyniósł odpowiednio 0,3 i 0,32.

**Tabela 1. Wartości współczynnika Theila i jego składowych dla poszczególnych zmiennych**

| Lp | Zmienna | $U^2$ | $U_M$ | $U_S$ | $U_C$ | $D>P^1$ | $P>D^2$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | Depozyty złotowe | 0,323 | 0,982 | 0,004 | 0,014 | 31 | 0 |
| 2 | Depozyty walutowe | 0,302 | 0,624 | 0,283 | 0,093 | 28 | 3 |
| 3 | Kredyty złotowe | 0,143 | 0,877 | 0,090 | 0,034 | 31 | 0 |
| 4 | Kredyty walutowe | 0,242 | 0,829 | 0,085 | 0,086 | 31 | 0 |

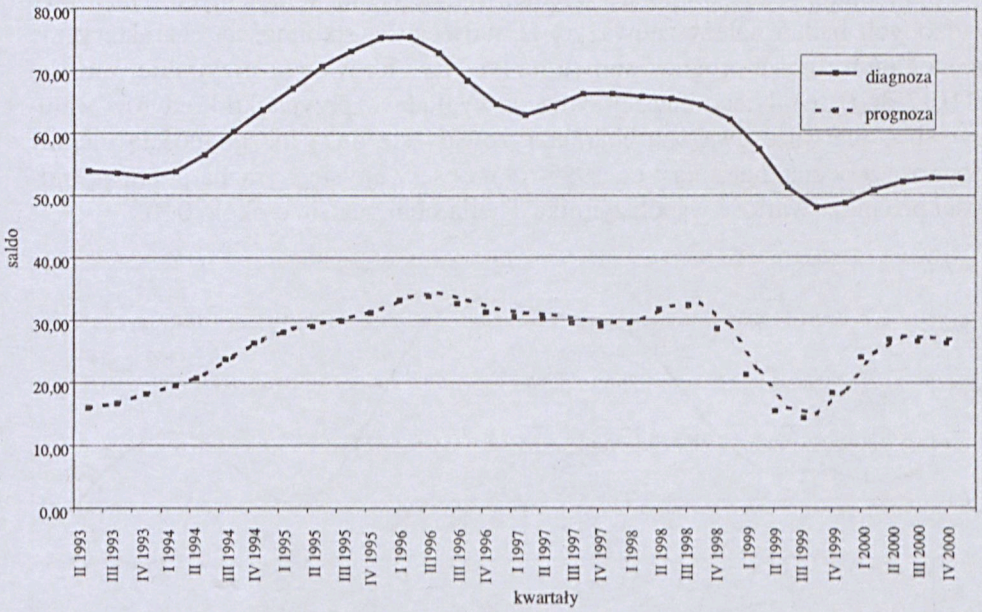
1 – oznacza w ilu okresach saldo diagnozy było większe od salda prognozy,
2 – oznacza w ilu okresach saldo prognozy było większe od salda diagnozy.

Po ogólnej ocenie stopnia zgodności wskaźników prognozy ze wskaźnikami diagnozy warto bliżej przyjrzeć się rozkładowi współczynników $U_M$, $U_S$ i $U_C$ wskazujących, jakie były przyczyny błędów prognozy. Przeprowadzona analiza wykazała jednoznacznie, że główną przyczyną błędów było niewłaściwe określanie średniej wartości zjawisk. W przypadku wszystkich wielkości współczynnik $U_M$ uzyskał wartość większą niż 0,6, co oznacza, że przynajmniej 60% błędu prognozy dla tych zmiennych wynika z nieprecyzyjnego przewidywania tendencji centralnej. Szczególnie dotyczy to prognoz podaży depozytów złotowych i kredytów złotowych. W przewidywaniach tych wielkości odpowiednio aż 98% i 88% błędu wynika z nieprawidłowego określania średniej wartości. Porównując kształtowanie się sald prognozy i diagnozy w szeregu czasowym poszcze-

[2] Szerzej na ten temat patrz: H. Theil, *Applied Economic Forecasting*, North-Holland Publishing Company, Amsterdam 1971, s. 27 i dalsze.

gólnych zmiennych wyraźnie widoczna jest jedna prawidłowość. Otóż wartość sald prognozy jest znacznie niższa od wartości sald diagnozy, przy czym w przypadku trzech zmiennych zjawisko takie występowało w każdym badaniu (patrz tabela 2). Wynika z tego ważny wniosek, że specjaliści bankowi przewidują przyszłe zmiany zdecydowanie zbyt ostrożnie w stosunku do ich rzeczywistego przebiegu.

Znacznie rzadziej przyczynami błędów prognoz okazało się niewłaściwe przewidywanie zmienności oraz tendencji rozwojowej analizowanych wielkości. Współczynniki $U_S$ i $U_C$ przyjęły wartości poniżej 0,1. Jedyny wyjątek stanowi podaż depozytów walutowych – w ich przypadku 28% błędu prognozy jest spowodowane nieprawidłowym określaniem zmienności zjawiska.



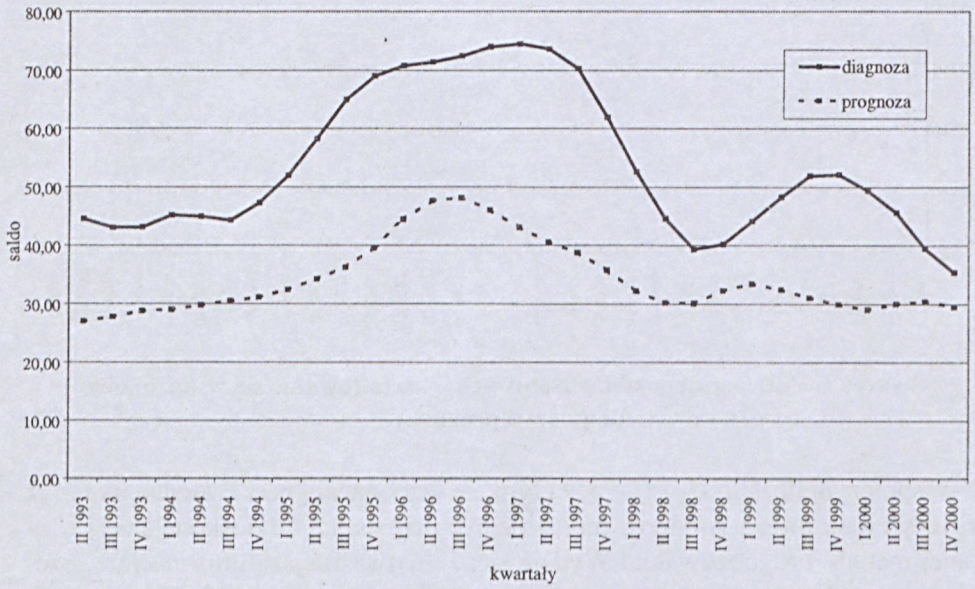

**Wykres 1. Wartość depozytów złotowych – kształtowanie się wskaźników diagnozy i prognozy**

Współczynniki $U_M$, $U_S$ i $U_C$, poza tym, że wzbogacają naszą wiedzę na temat przyczyn nietrafności prognoz, mogą też być przesłanką do doskonalenia stosowanej metody prognozowania. Wydaje się, że najważniejszą informacją z przeprowadzonych powyżej analiz jest ustalenie głównej przyczyny błędów prognoz, czyli niedokładnego przewidywania średniej wartości zjawiska. Porównanie szeregów czasowych prognozy i diagnozy analizowanych wielkości wykazało, iż średnia wartość pierwszego typu danych jest niższa w porównaniu ze wskaźnikami diagnozy. Skoro zatem jest to prawidłowością, to sensowne wydaje się, aby przed publikowaniem prognoz dokonywać ich korekty pod względem śred-

niego poziomu zjawiska. Uzyskane w ten sposób prognozy będą charakteryzowały się znacznie większym stopniem trafności. W szczególności dotyczy to przewidywań podaży depozytów złotowych, popytu na kredyty złotowe i walutowe. W przypadku tych wielkości mamy bowiem do czynienia z dużą wartością $U_M$, a jednocześnie stopień zmienności prognozy i diagnozy jest bardzo zbliżony (o czym informują nas niskie wartości współczynnika $U_S$).

## Trafność prognoz w zależności od okresu prowadzonych badań

Analizując kształtowanie się współczynnika Theila w kolejnych latach prowadzonych badań należy zauważyć, że największą stabilnością charakteryzuje się stopień trafności prognoz popytu na kredyty złotowe ($U^2$ przyjmuje wartości od 0,12 do 0,16). Nieco inaczej sytuacja wygląda w przypadku kredytów walutowych – pierwsze dwa lata charakteryzowały się dużą niezgodnością między prognozą a oceną, natomiast od 1995 roku obserwuje się wyraźną poprawę trafności prognoz (wartość współczynnika Theila obniżyła się o około 0,3).




**Wykres 2. Wartość kredytów złotowych – kształtowanie się wskaźników diagnozy i prognozy**

Z kolei prognozy podaży obu rodzajów depozytów charakteryzowały się największą trafnością w latach 1995–1998, zaś najmniejszą w początkowym oraz końcowym okresie analizy. Być może ma to związek ze zmianami sytuacji gos-

podarczej w Polsce – trafność prognoz poprawiła się w okresie największego wzrostu gospodarczego, jaki miał miejsce w naszym kraju po 1989 roku, natomiast uległa pogorszeniu w ostatnich dwóch latach wyraźnego osłabienia tempa wzrostu gospodarczego.

## Trafność prognoz w zależności od sposobu obliczania sald koniunktury

Na początku niniejszego opracowania wspomniano, iż Katedra Badań Marketingowych AE w Poznaniu w kwestionariuszu testu koniunktury do badania zmian sytuacji na rynku usług bankowych stosuje pięciostopniową skalę: silny wzrost (*sw*), niewielki wzrost (*nw*), brak zmian (*bz*), niewielki spadek (*ns*), silny spadek (*ss*). Odsetki wskazań respondentów na poszczególne warianty agregowane są w postaci salda koniunktury *S*1 według formuły:

$$S1 = (1) \cdot Sw + (0{,}5) \cdot Nw + (0) \cdot Bz + (-0{,}5) \cdot Ns + (-1) \cdot Ss.$$

Nie jest to jednak jedyny możliwy sposób obliczania sald. Jak już we wstępie opracowania wspomniano, większość ośrodków prowadzących badania zmian zjawisk rynkowych testem koniunktury wykorzystuje skalę trzystopniową. Drugim zatem sposobem obliczenia salda (*S*2) jest zastosowanie następującej formuły:

$$S2 = (1) \cdot W + (0) \cdot BZ + (-1) \cdot S,$$

przy czym odsetek wskazań W i S powstaje następująco:

$$W = Sw + Nw,$$

$$S = Ss + Ns.$$

Natomiast stosując skalę pięciostopniową odsetki wskazań *Nw* i *Ns* niekoniecznie muszą być obciążane wagami odpowiednio 0,5 i –0,5. Jest to przecież skala porządkowa nie posiadająca żadnej jednostki miary i dopiero podczas obliczania salda, w celu dokonania kwantyfikacji wyników jest ona umownie zamieniana na skalę przedziałową. Subiektywnie zakładając, że odległość pomiędzy *Nw*(*Ns*) a *Bz* jest mniejsza aniżeli odległość pomiędzy *Sw*(*Ss*) a *Nw*(*Ns*) można ustalić, że odsetki *Nw* i *Ns* będą obciążone odpowiednio wagami 0,3 i –0,3. W ten sposób uzyskujemy trzeci sposób obliczenia salda (*S*3) według formuły

$$S3 = (1) \cdot Sw + (0{,}3) \cdot Nw + (0) \cdot Bz + (-0{,}3) \cdot Ns + (-1) \cdot Ss.$$

Cała dotychczasowa analiza zgodności prowadzona była dla sald prognozy i diagnozy obliczanych na podstawie formuły *S*1. W tej części opracowania

przedstawiona zostanie analiza trafności prognoz w zależności od zastosowanego sposobu obliczania sald koniunktury.

Porównanie stopnia trafności przy zastosowaniu różnego sposobu obliczania sald wykazało, iż stosunkowo największą zgodność prognoz z diagnozą uzyskuje się przy zastosowaniu formuły *S*2. Wartość współczynnika Theila spada wówczas dla wszystkich analizowanych wielkości, przy czym największą poprawę trafności prognoz uzyskuje się w przypadku kredytów walutowych (spadek $U^2$ z 0,24 do 0,1). Z kolei mniejszą trafność uzyskuje się przy sposobie obliczania *S*3, gdyż wartość $U^2$ wzrasta wówczas w przypadku każdej analizowanej zmiennej o co najmniej 0,1.

**Tabela 2. Średnie wartości współczynnika Theila przy zastosowaniu formuły *S*2 i *S*3 dla poszczególnych rodzajów zmiennych**

| | *S*2 | | | | *S*3 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Rodzaje zmiennych** | $U^2$ | $U_M$ | $U_S$ | $U_C$ | $U^2$ | $U_M$ | $U_S$ | $U_C$ |
| Depozyty złotowe | 0,187 | 0,957 | 0,010 | 0,033 | 0,451 | 0,975 | 0,013 | 0,012 |
| Depozyty walutowe | 0,208 | 0,618 | 0,244 | 0,138 | 0,410 | 0,599 | 0,333 | 0,067 |
| Kredyty złotowe | 0,038 | 0,763 | 0,072 | 0,164 | 0,241 | 0,877 | 0,100 | 0,024 |
| Kredyty walutowe | 0,103 | 0,652 | 0,095 | 0,253 | 0,350 | 0,798 | 0,125 | 0,077 |

Dla trzech spośród czterech zmiennych: depozytów złotowych, kredytów złotowych i kredytów walutowych, przy zastosowaniu formuły *S*2, zmniejsza się błąd prognozy spowodowany nieprecyzyjnym określaniem tendencji centralnej, zaś zwiększa się wpływ błędu wynikającego z nieprawidłowego odgadnięcia tendencji rozwojowej. Zjawisko takie należy uznać za niekorzystne z punktu widzenia możliwości skorygowania prognoz – znacznie łatwiej jest to zrealizować, gdy możliwie jak największa część błędu prognozy przypada tylko na jedną z trzech możliwych przyczyn: nieodgadnięcia tendencji centralnej, zmienności zjawiska lub tendencji rozwojowej. Jeśli chodzi o czwartą zmienną – depozyty walutowe – to zmiana formuły obliczania salda z *S*1 na *S*2 nie spowodowała istotnych zmian w proporcjach poszczególnych rodzajów błędów.

Inaczej kształtuje się rozkład współczynników $U_M$, $U_S$ i $U_C$ przy zastosowaniu do obliczania sald formuły *S*3. W porównaniu z tradycyjną formułą *S*1 zwiększa się obciążenie prognoz ze względu na zmienność zjawiska (o czym informuje wartość współczynnika $U_S$), natomiast nieznacznie mniejszy jest wpływ nieodgadnięcia tendencji rozwojowej na ogólną wielkość błędu prognozy. Z kolei wartość współczynnika $U_M$ kształtuje się na bardzo zbliżonym poziomie.

Przedstawionej w niniejszym opracowaniu oceny stopnia trafności prognoz testu koniunktury dla polskiego rynku bankowego nie należy uznawać za osta-

teczną. Konieczne jest prowadzenie dalszych prac badawczych. Polegać one powinny na określeniu stopnia trafności prognoz w zależności od stosowanego systemu ważenia odpowiedzi (w szczególności należałoby przetestować jakie są różnice w wynikach, gdy odpowiedzi nie są ważone lub stosowane jest inne kryterium ważenia). Po drugie, należy zbadać, na ile wyniki testu koniunktury (zarówno salda diagnozy, jak i prognozy) są zgodne z danymi o charakterze ilościowym, czyli z danymi ze sprawozdawczości statystycznej zbieranymi przez NBP.

## Zgodność wyników testu koniunktury z danymi statystycznymi

Przeprowadzona powyżej analiza dostarczyła informacji (oczywiście niepełnej, gdyż opierała się w zasadzie na jednej metodzie oceny trafności prognoz) na temat stopnia zgodności prognoz specjalistów bankowych z formułowanymi przez nich później ocenami (diagnozą sytuacji). Powstaje jednak pytanie, na ile diagnozy, a także prognozy prowadzonych metodą testu koniunktury badań, odzwierciedlają rzeczywisty przebieg zjawisk, a zatem na ile są one zgodne z danymi statystycznymi[3]. Niniejszy fragment opracowania ma za zadanie przynajmniej częściowo odpowiedzieć na to pytanie. Cel ten nie jest jednak prosty ze względu na odmienny charakter obu rodzajów danych. Wyniki testu koniunktury są danymi typowo jakościowymi – wskazują jedynie na kierunek, tendencje zmian i w przeciwieństwie do danych ilościowych nie są wyrażone w żadnych jednostkach miary. Różnica ta w znacznym stopniu ogranicza możliwość zastosowania tradycyjnych statystycznych metod oceny zgodności szeregów czasowych do analizy. Dlatego też postanowiono dokonać porównania wyników testu koniunktury z danymi statystycznym na podstawie budowy morfologicznej szeregu czasowego (jedyną ilościową metodą analizy będzie współczynnik korelacji liniowej Pearsona).

Przed przystąpieniem do analizy należy (przynajmniej w możliwym do zrealizowania stopniu) zwiększyć porównywalność obu rodzajów danych. W prowadzonych przez KBM AE w Poznaniu badaniach koniunktury na rynku bankowym specjaliści dokonują oceny lub prognozy sytuacji, porównując stan w danym kwartale z analogiczną sytuacją w poprzednim roku[4]. W ten sposób z szeregu czasowego automatycznie jest eliminowana sezonowość. Tymczasem dane statystyczne są wielkościami nominalnym wyrażonymi w jednostkach pieniężnych

[3] Dane te uzyskano z Departamentu Statystyki NBP.

[4] Jest to kolejna różnica w stosunku do badań prowadzonych przez IRG SGH i GUS, gdzie porównywana jest sytuacja w danym miesiącu w stosunku do miesiąca poprzedniego.

nych. Aby możliwe było ich porównanie z danymi testu koniunktury, dokonano zamiany na indeksy według formuły $T/T$-4 (wartość w danym kwartale podzielona przez analogiczną wartość z kwartału roku poprzedniego).

Kolejnym etapem była eliminacja z wszystkich badanych szeregów, mniej interesujących z punktu widzenia badania koniunktury, wahań przypadkowych i sezonowych. Dokonano tego za pomocą powszechnie stosowanej metody Census II/X11. W ten sposób tradycyjna budowa szeregu czasowego o postaci:

$$Y = T + C + S + \varepsilon,$$

gdzie:
$Y$ – badana zmienna,
$T$ – tendencja rozwojowa (trend),
$C$ – wahania cykliczne,
$S$ – wahania sezonowe,
$\varepsilon$ – wahania przypadkowe,
została ograniczona do postaci:

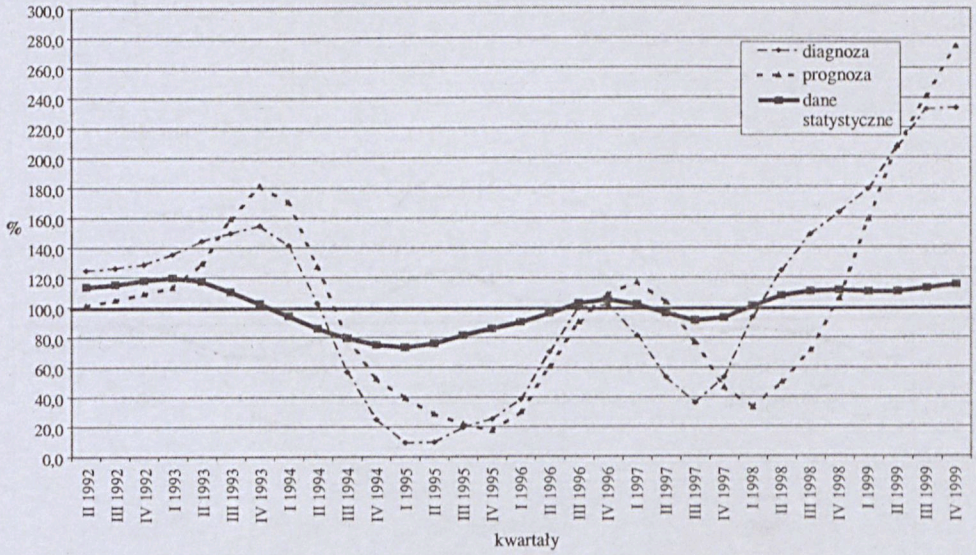
$$Y = T + C.$$

Badane szeregi czasowe są tak zbudowane, że nie powinny w nich występować wahania sezonowe. Zastosowana procedura sprowadzała się zatem w głównej mierze do eliminacji wahań przypadkowych. Jednakże w trakcie analizy okazało się, iż w niektórych szeregach pochodzących z testu koniunktury występuje istotna statystycznie, stabilna sezonowość. Dotyczy to diagnozy i prognozy popytu na kredyty złotowe oraz prognozy podaży depozytów walutowych. Wynika z tego ważna dla badacza koniunktury informacja, iż w przypadku pewnych zjawisk respondenci, mimo że mają za zadanie porównać sytuację z analogicznym okresem roku poprzedniego, w formułowanych ocenach (prognozach) uwzględniają także sytuację w okresie bezpośrednio poprzedzającym.

Kolejnym etapem było wyeliminowanie z szeregów tendencji rozwojowej. W tym celu oszacowano dla wszystkich szeregów model tendencji rozwojowej: $Y = T$, a następnie podzielono wartości empiryczne z modelu $Y = T + C$ przez wartości trendu. Uzyskano zatem indeksy, dla których 100% oznacza pełną zgodność z trendem, a odchylenia powyżej (poniżej) 100 charakteryzują odchylenia wokół linii trendu. Tak przygotowane dane poddano analizie, która obejmowała badanie liniowej korelacji między wynikami testu koniunktury, a danymi statystycznymi oraz porównanie budowy morfologicznej cyklu koniunkturalnego zbudowanego na podstawie danych NBP z cyklami opartymi na wskaźnikach diagnozy i prognozy.

Obliczone wartości współczynnika korelacji Pearsona wskazują, iż wszystkie analizowane diagnozy i prognozy wykazują istotny statystycznie związek z danymi statystycznymi. Zdecydowanie jednak większą korelację zaobserwować można w przypadku wskaźników diagnozy, a w szczególności dotyczy to ocen sytuacji na rynku depozytów i kredytów złotowych (współczynniki korelacji

0,89 i 0,94). Jednocześnie analiza korelacji z uwzględnieniem wyprzedzeń (opóźnień) wskaźników diagnozy wykazała, iż przesunięte szeregi czasowe wskaźników oceny wykazują mniejszy związek z danymi sprawozdawczości statystycznej (patrz tabela poniżej).

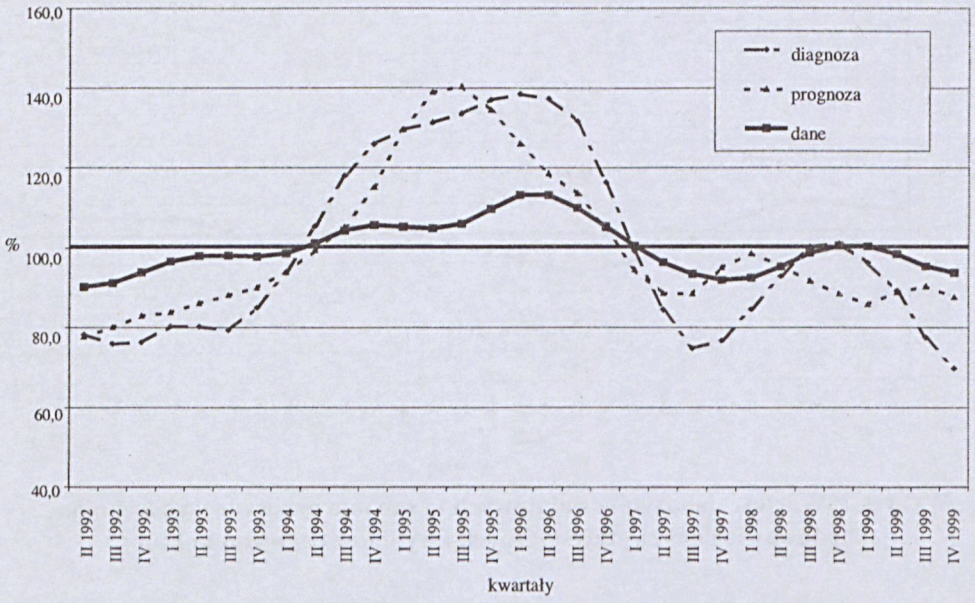



**Wykres 3. Wartość depozytów walutowych – wahania cykliczne wyodrębnione na podstawie danych statystycznych i wyników testu koniunktury**

**Tabela 3. Wartości współczynnika korelacji liniowej Persona między danymi statystycznymi, a wynikami testu koniunktury z uwzględnieniem wyprzedzeń i opóźnień**

| Rodzaje zmiennych | Depozyty złotowe | Depozyty walutowe | Kredyty złotowe | Kredyty walutowe |
|---|---|---|---|---|
| *Diagnoza t-2* | 0,55 | 0,76 | 0,61 | 0,58 |
| *Diagnoza t-1* | 0,75 | **0,82** | 0,82 | 0,71 |
| *Diagnoza t* | **0,89** | **0,82** | **0,94** | **0,79** |
| *Diagnoza t+1* | **0,89** | 0,64 | 0,86 | 0,76 |
| *Diagnoza t+2* | 0,77 | 0,41 | 0,70 | 0,63 |
| *Prognoza t-2* | 0,38 | **0,76** | 0,55 | 0,52 |
| *Prognoza t-1* | 0,53 | 0,70 | 0,68 | 0,74 |
| *Prognoza t* | 0,69 | 0,57 | 0,80 | 0,90 |
| *Prognoza t+1* | **0,76** | 0,31 | **0,81** | **0,91** |
| *Prognoza t+2* | 0,73 | 0,06 | 0,77 | 0,78 |

Jak już wspomniano, zgodność wskaźników prognozy jest w stosunku do ocen sytuacji mniejsza, występuje jednak jeden wyjątek, a dotyczy on prognozy popytu na kredyty walutowe (w przypadku tego szeregu korelacja wynosi aż 0,9 – jest zatem o 0,11 wyższa niż oceny popytu na tym rynku). Wyraźnie najmniejszą korelację zaobserwowano w przypadku depozytów walutowych (współczynnik 0,59).




**Wykres 4. Wartość kredytów złotowych - wahania cykliczne wyodrębnione na podstawie danych statystycznych i wyników testu koniunktury**

Ciekawych informacji dostarczyła też analiza szeregów przesuniętych w czasie. W przypadku wszystkich wielkości uzyskano wówczas wyższe wartości, jednak przy niejednakowym kierunku przesunięć. Prognozy depozytów walutowych charakteryzują się największą zgodnością przy przesunięciu o dwa kwartały wcześniej (współczynnik korelacji wzrasta wówczas znacząco, gdyż do 0,76)[5]. Dla odmiany w zakresie pozostałych usług większą korelację wykazują szeregi przesunięte o jeden kwartał później, przy czym o ile dla obu rodzajów kredytów wzrost korelacji jest bardzo niewielki, o tyle w przypadku depozytów złotowych jest on już dość spory (wzrost z 0,69 do 0,76).

[5] Wysoką wartość uzyskał też współczynnik korelacji dla t-3 (0,73).

# 3. Analiza zgodności prognoz na podstawie budowy morfologicznej cyklu koniunkturalnego

Analiza zgodności wahań cyklicznych występujących w ocenach i prognozach sytuacji na rynku bankowym z wahaniami opartymi na danych statystycznych objęła wybrane, najważniejsze cechy morfologiczne jak punkty zwrotne, długość faz i całych cykli oraz amplitudę faz i cykli. Zakres przedmiotowy analizy obejmował tym razem wybrane rodzaje usług bankowych: depozyty złotowe i kredyty złotowe.

## Depozyty złotowe

W przypadku depozytów złotowych dolny punkt zwrotny, rozpoczynający początek fazy wzrostowej występuje w II kwartale 1994 (tak wynika z analizy danych statystycznych – patrz tabela 4), tymczasem w ocenach testu koniunktury występuje on 3 miesiące wcześniej, zaś w przypadku prognoz w ogóle nie można go umiejscowić, gdyż faza wzrostowa trwa tutaj od początku okresu analizy. Z kolei początek fazy spadkowej, przypadający na I kwartał 1996 roku, został zidentyfikowany z jednokwartalnym opóźnieniem, jeśli chodzi o ocenę sytuacji oraz dwukwartalnym jeśli chodzi o prognozę. Jeszcze mniej trafna okazała się identyfikacja trzech kolejnych punktów zwrotnych, przy czym tym razem w wynikach testu koniunktury występowały one z wyprzedzeniami, które jednak miały różną długość. Można by co prawda postawić hipotezę, iż wahania cykliczne wartości depozytów złotowych oparte na teście koniunktury stanowią w stosunku do danych statystycznych wskaźniki wyprzedzające, lecz po pierwsze wyprzedzenia mają rożną długość, a po drugie analizowane szeregi są zbyt krótkie, żeby wyciągać tego typu wnioski.

Analizując wahania występujące w danych sprawozdawczych można wyodrębnić dwa pełne cykle. Pierwszy trwał od II kwartału1994 do I kwartału 1998, zaś drugi krótszy – od II kwartału 1998 do I kwartału 2000. Również w szeregach czasowych diagnozy i prognozy można wyodrębnić taką liczbę cykli i w obu przypadkach pierwszy cykl trwał dłużej. W całym badanym okresie cykl diagnozy jest kierunkowo zgodny w 21 okresach, a cykl prognozy w 18 okresach.

Spore rozbieżności między danymi ilościowymi i danymi testu koniunktury występują pod względem amplitudy faz. Wahania cykliczne występujące w szeregach czasowych testu koniunktury charakteryzują się znacznie większą amplitudą niż te oparte na danych statystycznych. Wynika to jednak z różnego charakteru zbieranych danych – z jednej strony są to salda koniunktury przyjmujące wartości od –100 do +100 punktów, z drugiej dane ilościowe wyrażone w posta-

ci stopy zmian, charakteryzujące się znacznie mniejszą zmiennością. Można natomiast porównywać amplitudy cykli, przynajmniej jeśli chodzi o określenie, czy mają one charakter dodatni, czy ujemny. W świetle danych statystycznych pierwszy cykl posiada amplitudę dodatnią, zaś drugi ujemną – identyczne znaki posiadają amplitudy cykli opartych na ocenach i prognozach testu koniunktury.

## Kredyty złotowe

Spośród wszystkich czterech badanych zmiennych wahania cykliczne kredytów złotowych charakteryzują się najmniejszą liczbą punktów zwrotnych – w analizowanym okresie zidentyfikowano tylko trzy takie punkty (patrz tabela 4). Pomimo tego wahania oparte na danych testu koniunktury niezbyt trafnie je identyfikują. W przypadku oceny sytuacji zgodny jest tylko ostatni punkt zwrotny (początek fazy spadkowej przypadający na I kwartał 2000). Dwa wcześniejsze punkty zwrotne występują w szeregu czasowym ocen sytuacji z jednookresowym wyprzedzeniem. Z kolei punkty zwrotne w szeregu opartym na prognozie nie są zgodne w żadnym z okresów i we wszystkich przypadkach pojawiają się z opóźnieniem.

Wahania cykliczne zbudowane na podstawie ocen wykazują dużą zbieżność z danymi faktycznymi pod względem kierunku zmian sytuacji. Brak zgodności wystąpił zaledwie w 2 na 31 okresów – co jest najlepszym wynikiem spośród wszystkich badanych zmiennych. Gorzej pod tym względem wypadają wahania cykliczne prognozy – zgodność kierunkowa obserwowana była w 21 okresach.

W kształtowaniu się wartości kredytów złotowych można wyróżnić dwa cykle, które jednak mają charakter niepełny – w pierwszym cyklu nie można określić początkowego, zaś w drugim końcowego punktu zwrotnego. Ponadto cechą charakterystyczną pierwszego cyklu jest znacznie dłuższy okres trwania fazy wzrostowej niż spadkowej, przy zbliżonej amplitudzie obu faz. Podobna sytuacja występuje w przypadku diagnozy sytuacji. Szereg ten wykazuje dużą zgodność w zakresie amplitudy cykli, gdyż podobnie jak w danych statystycznych amplituda pierwszego cyklu posiada wartość zbliżoną do zera, zaś w przypadku drugiego jest nieznacznie ujemna. Mniejszą zgodność można zaobserwować pod względem tej cechy dla wahań opartych na prognozach. Amplituda pierwszego cyklu jest istotnie różna od zera, choć podobnie jak w danych statystycznych ma znak dodatni, natomiast amplituda drugiego cyklu przyjmuje bardzo zbliżoną wartość w porównaniu z danymi statystycznymi.

**Tabela 4. Porównanie długości i amplitudy wahań cyklicznych wyodrębnionych na podstawie danych statystycznych oraz wskaźników diagnozy i prognozy testu koniunktury**

| | | II 1993 | III 1993 | IV 1993 | I 1994 | II 1994 | III 1994 | IV 1994 | I 1995 | II 1995 | III 1995 | IV 1995 | I 1996 | III1996 | III 1996 | IV 1996 | I 1997 | II 1997 | III 1997 | IV 1997 | I 1998 | II 1998 | III 1998 | IV 1998 | I 1999 | II 1999 | III 1999 | IV 1999 | I 2000 | II 2000 | III 2000 | IV 2000 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Depozyty złotowe | dane NBP | –4,5[1] | | | | +21,5[2] | | | | | | | –12 | | | | | | | | | +4,5 | | | –10,4 | | | | | +1,1 | | |
| | diagnoza | –0,7 | | | | +39,2 | | | | | | | | –18,1 | | | +7,1 | | | | –27,8 | | | | | | | +10,3 | | | | |
| | prognoza | +67,5 | | | | | | | | | | | | | –20,2 | | | | | | +11 | | | | –66,9 | | | | +45,1 | | –2,4 | |
| Kredyty złotowe | dane NBP | +23 | | | | | | | | | | | | | | | | | –21,3 | | | | | | +8,6 | | | | –10,5 | | | |
| | diagnoza | +60,2 | | | | | | | | | | | | | | | | –63,6 | | | | | | +26,3 | | | | –31,4 | | | |
| | prognoza | +62,6 | | | | | | | | | | | | | | –52 | | | | | | | | +10,1 | | –12,7 | | | +4,4 | | | |

– faza wzrostu, – faza spadku,

1 – amplituda fazy spadkowej,
2 – amplituda fazy wzrostowej.

# 4. Podsumowanie

Przeprowadzona w niniejszym opracowaniu analiza wskazuje, iż metoda testu koniunktury jest przydatnym narzędziem w diagnozowaniu i prognozowaniu koniunktury na rynku usług bankowych. Zarówno oceny, jak i prognozy wykazują wysoką, istotną statystycznie korelację z danymi ilościowymi. Co szczególnie istotne, wyniki testu koniunktury, zwłaszcza o charakterze prognostycznym, wyprzedzają rzeczywisty przebieg zmian. Wyjątek stanowią oceny i prognozy podaży depozytów walutowych – mają one typowo adaptacyjny charakter w stosunku do danych statystycznych i charakteryzują się występowaniem jedno- lub dwukwartalnych opóźnień w przebiegu zjawiska. Z kolei porównanie sald prognozy z saldami oceny wykazało niezbyt dużą ich zgodność. Należy jednak zwrócić uwagę, iż przyczyną tej sytuacji jest przede wszystkim niewłaściwe określanie średniej wartości zjawiska (prawidłowością jest niższa wartość sald prognozy niż diagnozy). Szeregi prognostyczne dobrze odzwierciedlają natomiast zmienność i kierunek zmian danych diagnostycznych. Oznacza to, iż przy interpretacji wyników testu koniunktury na rynku bankowym mniejszą wagę należy przywiązywać do wartości sald, a przede wszystkim należy zwracać uwagę na wskazywany kierunek zmian oraz punkty zwrotne.

Porównanie budowy morfologicznej cykli opartych na danych testu koniunktury oraz danych ilościowych wykazało dużą zgodność pod względem kierunku zmian oraz punktów zwrotnych. Nie jest natomiast możliwe porównywanie amplitudy cykli wyodrębnionych na podstawie obu rodzajów danych, bowiem szeregi czasowe danych jakościowych charakteryzowały się każdorazowo znacznie większą amplitudą aniżeli dane statystyczne. Do sformułowania ostatecznych wniosków na temat zgodności budowy morfologicznej konieczne jest zgromadzenie dłuższych szeregów czasowych, które pozwoliłyby na pewniejsze formułowanie wniosków – w badanych szeregach wyróżniono na ogół tylko dwa-trzy cykle. Analiza przeprowadzona dla przyjętego zakresu czasowego potwierdziła, iż ośmio-dziesięcioletnie szeregi są być może wystarczające dla potrzeb wielu analiz statystycznych, natomiast nie są jeszcze dostatecznie długie, aby wyciągać wnioski na temat zgodności budowy morfologicznej cykli.

**Radosław Matusewicz**

# Evaluation of the accuracy of forecasts based on the business survey method for the market of banking services in Poland

## Summary

This chapter presents results of the analysis concerning evaluation of accuracy of the business survey method for the market of banking services in Poland. The article has two aims: evaluation of the convergence of forecast indicators with diagnostic indicators formulated ex post, determination of the degree of convergence between the diagnostic and prognostic indicators with the data from statistical reports.

The analysis comprised four variables: value of PLN and foreign currency deposits, value of PLN and foreign currency credits. The time range of the analysis covered the period from quarter II 1993 to quarter IV 2000. The main methods to evaluate accuracy were Theil's coefficient and its components, Pearson's coefficient of linear correlation and comparison of the morphology of the cycles based on qualitative data (results of the business survey) with the cycles differentiated on the basis of quantitative data. Seasonal and random fluctuations were eliminated from the time series under analysis.

Comparison of diagnostic and prognostic balances revealed that banking specialists formulated their forecasts too cautiously in relation to assessment of the situation. The prognostic balances are of smaller value than the diagnostic ones but they are highly convergent as regards variability and development tendency.

Comparison of the business survey results with statistical data revealed a statistically significant relation between both types of data. As regards the morphological structure, the data obtained from the business survey are highly convergent as regards a direction of changes – duration of growth and decline phases; however, some drawback was a large divergence in the amplitude of fluctuations which each time proved to be much wider in the cycles based on the data obtained from the business survey than in those based on the quantitative indicators.