



Mariusz Doszyn

Uniwersytet Szczeciński
Wydział Nauk Ekonomicznych i Zarządzania
Katedra Ekonometrii
mariusz.doszyn@wneiz.pl

SPOSOBY BADANIA TRAFNOŚCI SYSTEMU PROGNOZ SPRZEDAŻY W PRZEDSIĘBIORSTWIE

Streszczenie: Celem artykułu jest zaprezentowanie metod monitorowania trafności systemu prognoz sprzedaży w przedsiębiorstwie. W pierwszej części scharakteryzowano system prognostyczny wspomagający zarządzanie w centrum magazynowo-dystrybucyjnym zlokalizowanym w województwie zachodniopomorskim. W dalszej kolejności opisano sposoby badania trafności prognoz, oparte na rozkładach wybranych błędów prognoz *ex post*. W związku z tym, iż w analizowanym przedsiębiorstwie wiele produktów charakteryzuje się niską częstością sprzedaży, zaproponowano błąd *ex post*, który może być stosowany w tego rodzaju przypadkach.

Słowa kluczowe: systemy prognostyczne, prognozowanie sprzedaży, rozkłady błędów prognoz *ex post*, szeregi czasowe z nadmiarem zer.

Wprowadzenie

Wiele współczesnych przedsiębiorstw ma tak bogaty asortyment, że do wyznaczenia prognoz sprzedaży konieczne jest podejście systemowe. Ważnym elementem wspomagającym proces zarządzania staje się w takim przypadku system prognostyczny przedsiębiorstwa, będący podsystemem systemu informacyjnego [zob. Dittmann, 1996, 2004]. Zadaniem systemu prognostycznego jest tworzenie prognoz zmiennych charakteryzujących otoczenie przedsiębiorstwa oraz zmiennych opisujących jego działalność, w tym szczególnie prognoz sprzedaży. Prognozy sprzedaży determinują poziom zamówień do dostawców, obciążenie magazynu, a także określają poziom realizacji zamówień od klientów (stopień zaspokojenia popytu).

Do elementów systemu prognostycznego zazwyczaj zalicza się:

- a) bazę danych prognostycznych,
- b) metody statystycznej obróbki danych,
- c) metody statystycznej analizy danych,
- d) metody prognozowania,
- e) programy komputerowe,
- f) system monitorowania prognoz [Dittman, 2004, s. 181].

Jak widać, składową systemu prognostycznego jest m.in. system monitorowania prognoz, co bezpośrednio wiąże się z celem niniejszego artykułu, czyli z charakterystyką sposobów badania trafności realnie funkcjonującego systemu prognoz sprzedaży, głównie na podstawie rozkładów odpowiednich błędów prognoz *ex post*. Zaproponowany zostanie również błąd *ex post*, który może być stosowany do badania trafności prognoz wyznaczanych dla produktów sprzedawanych rzadko, czyli dla produktów, których szeregi czasowe cechują się nadmiarem zer.

1. Charakterystyka systemu prognostycznego oraz opis metod badania efektywności prognoz *ex post* na przykładzie wybranego przedsiębiorstwa

W literaturze wskazuje się na pewne zasady, według których powinien być konstruowany system prognostyczny [Mentzer i Bienstock, 1998]. Akcentuje się fakt, iż system prognoz powinien być platformą, poprzez którą komunikują się progności i użytkownicy prognoz. System prognoz powinien być dostosowany do specyfiki sprzedaży w przedsiębiorstwie (a nie na odwrót). Wskazuje się również na konieczność przejrzystej prezentacji nawet skomplikowanych systemów prognoz. Ponadto powinny one zawierać nie pojedyncze metody, lecz składać się z bogatego wachlarza metod – zarówno metod analizy szeregów czasowych, jak i modeli ekonometrycznych oraz metod analizy jakościowej. Co ważne, system prognoz powinien wskazywać na najlepsze metody prognozowania danej zmiennej, a progności powinny „uwrażliwiać” system prognoz na te produkty, których sprzedaż jest szczególnie ważna.

Analizowane przedsiębiorstwo to centrum magazynowo-dystrybucyjne dużego przedsiębiorstwa, o zasięgu międzynarodowym, z siedzibą na terenie województwa zachodniopomorskiego. W każdym tygodniu wyznaczane są 5-tygodniowe prognozy wielkości sprzedaży dla ok. 12 tys. produktów. Prognozy stanowią podstawę wyznaczania zamówień do dostawców oraz determinują gospodarowanie zapasami. Od poziomu i struktury prognoz zależy również stopień realizacji zamówień od klientów (poziom zaspokojenia popytu).

System prognostyczny skonstruowano w taki sposób, że metoda prognozowania dla każdego produktu jest wybierana poprzez minimalizację 5-tygodniowego błędu *ex post* (pierwiastek błędu średniokwadratowego – *RMSE*). Dla każdej zmiennej system prognostyczny sam „wybiera” metodę najlepszą do prognozowania sprzedaży. Dla poszczególnych produktów wybierana jest ta metoda, dla której błąd *RMSE* jest najmniejszy (w przypadku jednakowych wartości błędu wybierana jest metoda mniej skomplikowana).

W omawianym systemie prognostycznym dostępne są następujące metody:

1. Prognozowanie na podstawie mediany rozkładu empirycznego.
2. Prognozowanie na podstawie mediany rozkładu Poissona.
3. Prognozowanie na podstawie mediany rozkładu gamma.
4. Średnia ruchoma (10-tygodniowa).
5. Model Browna.
6. Model Holta.
7. Prognozowanie na podstawie mediany z wartości niezerowych z uwzględnieniem średniego okresu między zamówieniami.
8. Prognozowanie na podstawie mediany z wielkości niezerowych z uwzględnieniem sekwencji sprzedaży z ostatnich pięciu tygodni.

W pierwszych trzech metodach prognozy obliczane są na podstawie mediany odpowiedniego rozkładu (empirycznego lub teoretycznego). Opieranie się na kwantylach (medianie) wynika z silnej asymetrii prawostronnej rozkładów sprzedaży. Kolejne trzy metody to proste modele wygładzania wykładniczego. W przypadku modelu Browna i Holta przyjęto, że stałe wygładzania są równe 0,2; taki poziom stałych wygładzania wynika z przeprowadzonych symulacji. Odstąpiono od optymalizowania stałych wygładzania oddzielnie dla każdego produktu (np. poprzez minimalizację wybranego błędu *ex post*). Stosowanie tego podejścia nie dawało zadowalających rezultatów, szczególnie po uwzględnieniu dodatkowego czasu obliczeń i zwiększonej złożoności systemu prognostycznego. Ostatnie dwie metody uwzględniają specyfikę sprzedaży w badanym przedsiębiorstwie. W metodzie siódmej wykorzystuje się fakt, że część produktów jest zamawiana w stałych odstępach. W przypadku pewnej klasy produktów pojawiają się podobne sekwencje sprzedaży, co uwzględnia ósma metoda.

W początkowej fazie tworzenia systemu, poza wymienionymi, rozpatrywane były również inne metody prognozowania (zaawansowane metody analizy szeregów czasowych, modele ekonometryczne). Weryfikowano prognozy uzyskane m.in. na podstawie różnego rodzaju modeli tendencji rozwojowych, modele ARIMA, przyczynowo-opisowe modele ekonometryczne. Podejmowane były także próby prognozowania przez analogię [zob. Dittmann, 1996]. Podejścia te nie

dawały jednak zadowalających rezultatów, m.in. dlatego, że w przypadku większości produktów występuje niska częstość sprzedaży, rozumiana jako udział tygodni z dodatnią sprzedażą w liczbie rozpatrywanych tygodni ogółem (analizowane są dane tygodniowe). W takich przypadkach często pomocne jest prognozowanie na podstawie odpowiednich kwantyli (mediany) rozkładów zmiennych.

W omawianym systemie prognostycznym częstość prognoz jest dostosowywana do faktycznej częstości sprzedaży analizowanych produktów. Dodatkowo prognozy są korygowane ze względu na efekty sezonowe oraz zmiany poziomu sprzedaży w ostatnich pięciu tygodniach¹.

W przypadku systemu prognostycznego pojawia się konieczność syntetycznego monitorowania efektywności prognoz. Pomocna może być tutaj analiza rozkładów odpowiednich błędów prognoz *ex post* [zob. np. Doszyń i Dmytrów, 2014]. W literaturze proponowana jest cała gama błędów prognoz *ex post* [zob. np. Czerwiński i Guzik, 1980; Dittmann, 2004; Theil, 1966; Zeliaś, 1997]. W niniejszym artykule wykorzystano następujące ich rodzaje:

- średni błąd procentowy: $MPE = \frac{1}{k} \sum_{T=1}^k \frac{y_{Tp} - y_T}{y_T}$,

gdzie:

k – liczba prognoz *ex post* ($k = 5$),

y_{Tp} – wartość prognozy w tygodniu T ,

y_T – sprzedaż w tygodniu T ,

- średni absolutny błąd procentowy: $MAPE = \frac{1}{k} \sum_{T=1}^k \frac{|y_{Tp} - y_T|}{y_T}$,
- pierwiastek ze współczynnika Theila: $I = \sqrt{\frac{\sum_{T=1}^k (y_{Tp} - y_T)^2}{\sum_{T=1}^k y_T^2}}$,
- pierwiastek ze współczynnika Theila: $U = \sqrt{\frac{\sum_{T=1}^{k-1} ((y_{T+1} - y_{T+1,p}) / y_T)^2}{\sum_{T=1}^{k-1} ((y_{T+1} - y_T) / y_T)^2}}$.

W polskiej literaturze ekonometrycznej zazwyczaj rekomendowany jest pierwszy współczynnik Theila (I) [zob. np. Zeliaś, 1997]. Do badania jakości prognoz często stosuje się również inny współczynnik opracowany przez Theila (U), który pozwala na porównanie efektywności prognoz *ex post* z prognozami naiwnymi [Theil, 1966]. Jego wartość mniejsza od jedności oznacza, że wygenerowane prognozy są dokładniejsze od prognoz naiwnych.

¹ Omawiany system prognostyczny jest systemem autorskim, na który składa się ok. 1200 linii kodu. System ten zawiera wiele dodatkowych kryteriów, założeń, uwzględnia własności analizowanych szeregów czasowych itd. Szczegółowe opisanie prezentowanego systemu prognoz jest niemożliwe ze względu na wymaganą objętość artykułu.

Wadą powyższych miar dokładności prognoz jest to, że mogą być obliczane tylko wtedy, gdy w okresie weryfikacji prognoz sprzedaż jest dodatnia ($y_T > 0$). W rozpatrywanym systemie produktów o takiej specyfice jest bardzo mało. W przypadku 99% produktów tygodniowa częstość sprzedaży była mniejsza od jedności.

Pojawia się zatem pytanie: jak (syntetycznie) mierzyć efektywność prognoz w przypadku produktów o niskiej częstości sprzedaży?

W tego typu sytuacjach może być pomocny następujący błąd: $D_1 = 1/k \sum_{T=1}^k D_{1T}$, który jest średnim błędem cząstkowym. Z kolei błędy cząstkowe (błędy dla poszczególnych tygodni) liczone są dla dwóch przypadków (oznaczenia – jak wyżej)²:

1. $D_{1T} = \frac{y_{Tp} - y_T}{\max\{y_{Tp}, y_T\}}$, jeżeli $y_T \neq y_{Tp}$.
2. $D_{1T} = 0$, jeżeli $y_T = y_{Tp}$.

Jeśli dana prognoza jest niższa od wartości rzeczywistej, to błąd D_{1T} jest względnym odchyleniem prognozy od wartości empirycznej (i jest ujemny). W takim przypadku w mianowniku pojawia się wartość rzeczywista y_T ($y_T > y_{Tp}$), a błąd ma postać: $D_{1T} = (y_{Tp} - y_T)/y_T$.

Jeśli prognoza jest wyższa od wartości rzeczywistej, to błąd D_{1T} jest względnym odchyleniem wartości empirycznej od prognozy (i jest dodatni). W mianowniku pojawia się prognoza y_{Tp} ($y_{Tp} > y_T$), a błąd ma postać: $D_{1T} = (y_{Tp} - y_T)/y_{Tp}$.

Jeżeli prognoza jest taka, jak wartość empiryczna, błąd $D_{1T} = 0$. Wyodrębnienie przypadku drugiego, w którym $D_{1T} = 0$, wiąże się z koniecznością uwzględnienia przypadków, w których $y_{Tp} = y_T = 0$. Wtedy korzystanie ze wzoru pierwszego jest niemożliwe, gdyż otrzymujemy symbol nieoznaczony.

Błąd D_{1T} jest znormalizowany i należy do przedziału $D_1 \in \langle -1; 1 \rangle$. Jak zostało wspomniane, może mieć zastosowanie także w sytuacjach, gdy $y_T = 0$. Jeśli sprzedaż jest zerowa, a prognozy są dodatnie, to $D_{1T} = (y_{Tp} - 0)/y_{Tp} = 1$. Jeżeli sprzedaż jest dodatnia, a prognozy zerowe, to $D_{1T} = (0 - y_T)/y_T = -1$. Z kolei, gdy zarówno sprzedaż, jak i prognozy są zerowe, to $D_1 = 0$ (przypadek drugi). Jeśli prognozy są zaniżone, to $D_1 < 0$, a jeżeli zawyżone, to $D_1 > 0$.

W analizowanym przedsiębiorstwie decyzje są często podejmowane na podstawie sumy prognoz dla kolejnych pięciu tygodni. Omawiany błąd można również obliczać na podstawie tego typu sum:

1. $D_2 = \frac{\sum_{T=1}^k y_{Tp} - \sum_{T=1}^k y_T}{\max\{\sum_{T=1}^k y_{Tp}, \sum_{T=1}^k y_T\}}$, jeżeli $\sum_{T=1}^k y_T \neq \sum_{T=1}^k y_{Tp}$.

² Jest to propozycja autorska.

$$2. D_2 = 0, \quad \text{jeżeli } \sum_{T=1}^k y_T = \sum_{T=1}^k y_{Tp}.$$

Wszystkie interpretacje i własności są w tych przypadkach podobne do poprzednich, z tym że odnoszą się do błędu liczonego na podstawie 5-tygodniowych sum.

Reasumując, do zalet omawianego błędu można zaliczyć to, że może być wyznaczany we wszystkich przypadkach, także wtedy, gdy wartości empiryczne oraz (lub) prognozy są równe zero. Dodatkowo błąd ten jest znormalizowany i informuje o obciążeniu prognoz. Błąd ten jest również łatwy do interpretacji. Należy mieć świadomość, iż w liczniku nie występuje wartość bezwzględna odchylen prognoz od wartości empirycznych, przez co błędy prognoz mogą się znosić. Między innymi dlatego należy analizować rozkłady analizowanego błędu, a nie np. tylko wartości średnie.

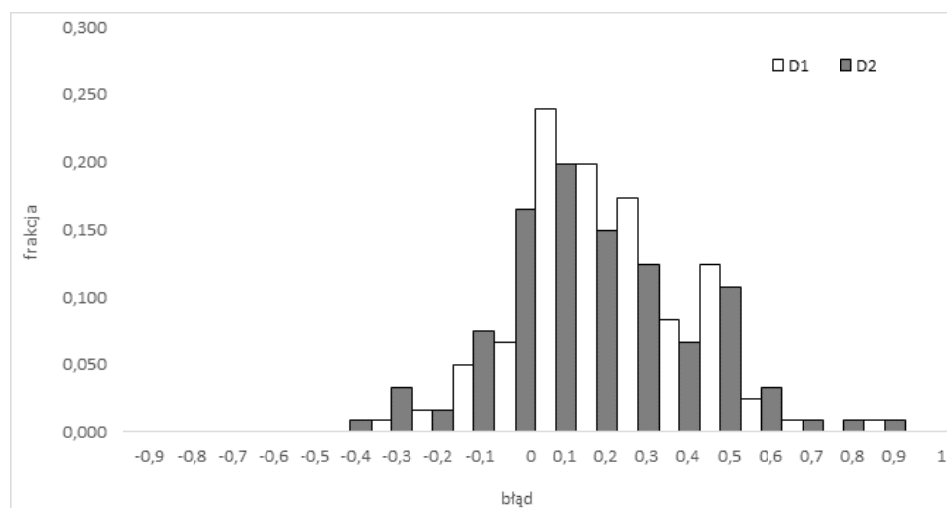
2. Ilustracja empiryczna

W pierwszym etapie przeanalizowano efektywność prognoz wyznaczonych dla produktów o częstości sprzedaży równej jeden (produkty sprzedające się w każdym z analizowanych tygodni). Produkty te stanowiły 1% asortymentu (121 produktów z 11745 analizowanych). Statystyki pozycyjne rozkładów poszczególnych błędów *ex post*, wyznaczonych dla prognoz 5-tygodniowych, przedstawiono w tab. 1, natomiast wykresy rozkładu tych błędów – na rys. 1-5.

Tabela 1. Statystyki pozycyjne rozkładów błędów *ex post*, wyznaczone dla produktów o częstości sprzedaży równej jeden

| Statystyka\błąd | D_1 | D_2 | MPE | $MAPE$ | U_1 | U_2 |
|-----------------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|
| <i>min</i> | -0,319 | -0,442 | -0,319 | 0,128 | 0,184 | 0,183 |
| <i>max</i> | 0,830 | 0,830 | 7,621 | 7,621 | 4,422 | 7,912 |
| $Q_{1.4}$ | 0,074 | -0,021 | 0,198 | 0,358 | 0,351 | 0,555 |
| M | 0,157 | 0,109 | 0,447 | 0,595 | 0,449 | 0,747 |
| $Q_{3.4}$ | 0,303 | 0,261 | 0,975 | 1,034 | 0,633 | 0,971 |
| Q | 0,115 | 0,141 | 0,388 | 0,338 | 0,141 | 0,208 |
| V_Q | 0,732 | 1,290 | 0,869 | 0,567 | 0,313 | 0,279 |
| A_2 | 0,280 | 0,079 | 0,360 | 0,298 | 0,304 | 0,077 |
| K_p | 0,228 | 0,235 | 0,258 | 0,222 | 0,231 | 0,122 |

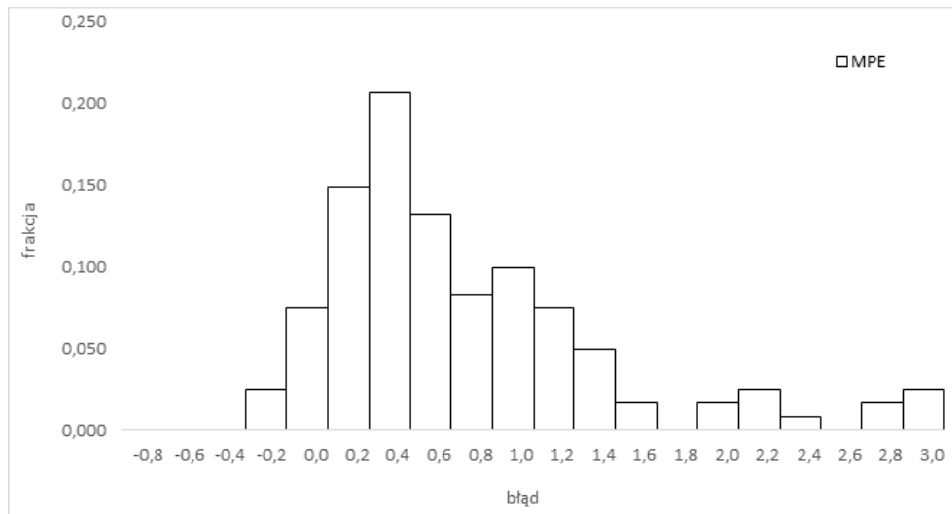
Dla produktów o częstotliwości sprzedaży równej jeden rozkłady błędów D_1 i D_2 były podobne. Mediana błędów wynosiła odpowiednio 0,157 i 0,109, co świadczy o nieznacznej przewadze błędów dodatnich, a tym samym – nieznacznym zawyżeniu prognoz *ex post*. Po odrzuceniu 25% błędów skrajnych, nieco większą zmiennością cechował się błąd D_2 . Rozkłady błędów D_1 i D_2 charakteryzowały się nieznaczną asymetrią prawostronną i były lekko wysmukłe (w zawężonym obszarze zmienności) – zob. rys. 1.



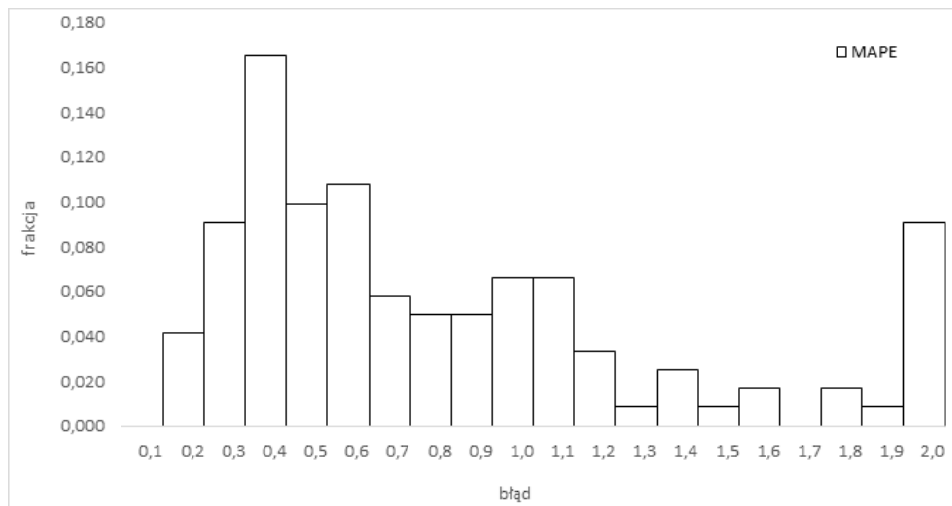
Rys. 1. Rozkłady błędów prognoz *ex post* dla produktów o częstotliwości sprzedaży równej jeden (błąd D_1 i D_2)

Błędy MPE , $MAPE$, I oraz U są ograniczone tylko lewostronnie. Minimum MPE jest równe -1 , a pozostałe błędy przyjmują wartości nieujemne. Mediana błędu MPE była dodatnia, co potwierdza wcześniejszy wniosek o pewnym zawyżeniu prognoz (dla produktów o częstotliwości sprzedaży równej jeden). W przypadku pozostałych błędów ($MAPE$, I , U) mediana była najwyższa dla współczynnika Theila U ($M = 0,747$), jednak była ona niższa od jedności, co świadczy o większej efektywności prognoz (w porównaniu z prognozami naiwnymi).

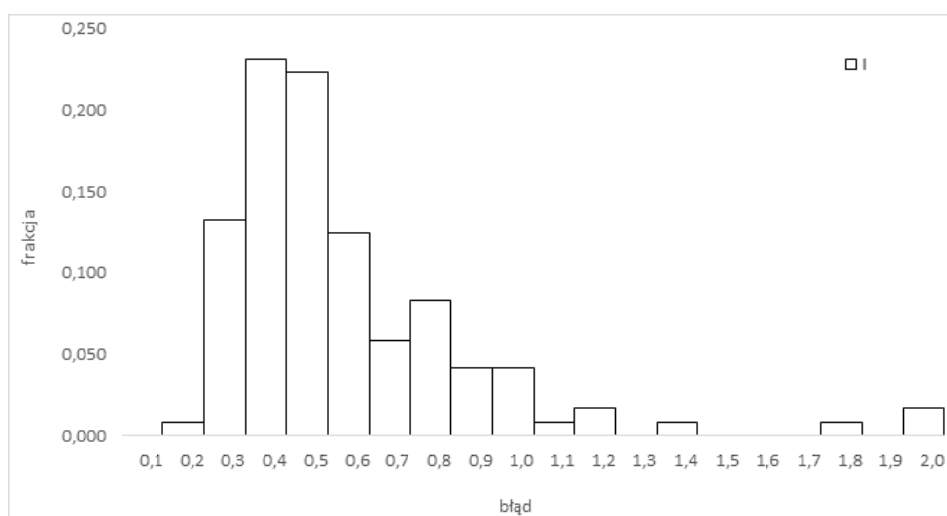
Rozkłady błędów MPE , $MAPE$, I oraz U cechowały się większą niż D_1 i D_2 asymetrią prawostronną. Występującą asymetrią prawostronną rozkładów błędów należy oceniać pozytywnie, gdyż więcej było błędów niskich, a mniej wysokich. Rozkłady te były nieznacznie leptokurtyczne. Warto również zwrócić uwagę na to, że najbardziej „wrażliwy” na skrajne (bardzo duże) błędy prognoz był błąd $MAPE$ i współczynnik Theila U (zob. rys. 3 i 5). Świadczą o tym „grube ogony” rozkładów tych błędów.



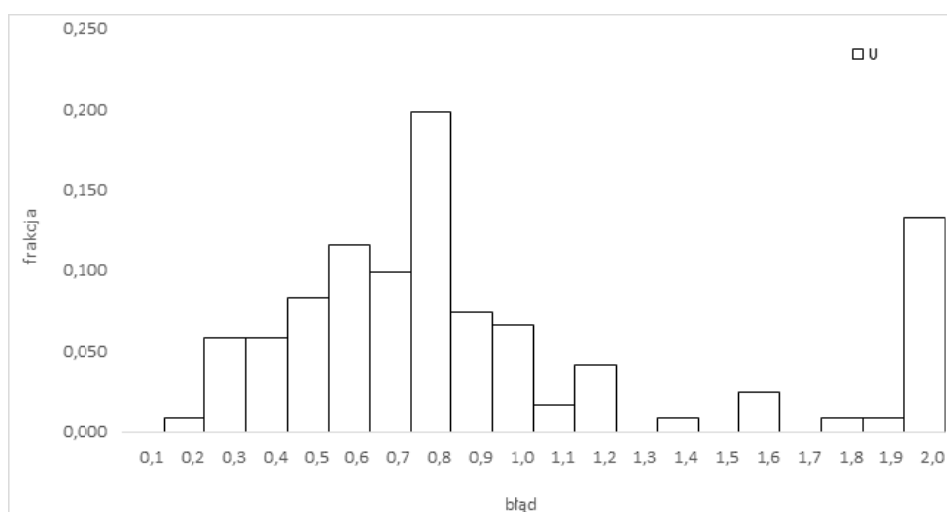
Rys. 2. Rozkład błędu prognoz *ex post* dla produktów o częstotliwości sprzedaży równej jeden (średni błąd procentowy – *MPE*)



Rys. 3. Rozkład błędu prognoz *ex post* dla produktów o częstotliwości sprzedaży równej jeden (średni absolutny błąd procentowy – *MAPE*)



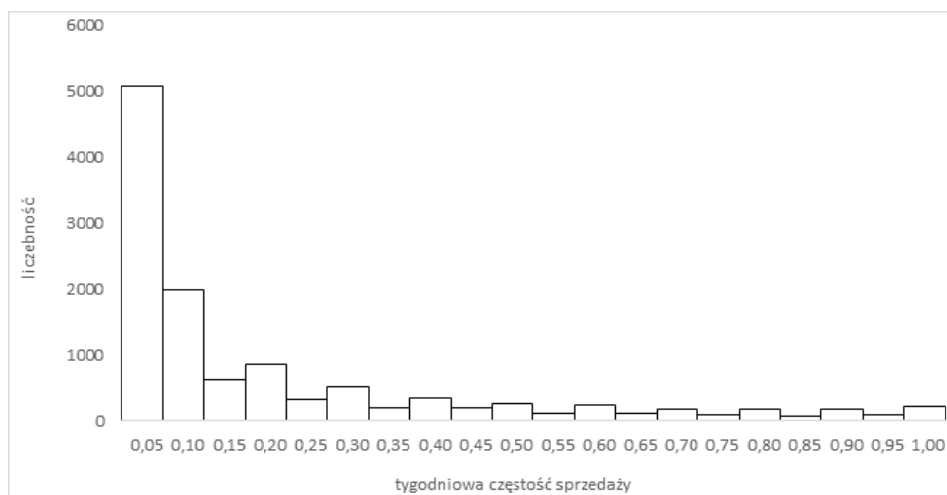
Rys. 4. Rozkład błęd prognoz *ex post* dla produktów o częstości sprzedaży równej jeden (współczynnik Theila – I)



Rys. 5. Rozkład błęd prognoz *ex post* dla produktów o częstości sprzedaży równej jeden (współczynnik Theila – U)

Jak już wspomniano, typowe błędy prognoz *ex post* (*MPE*, *MAPE*, *I*, *U*) można liczyć wtedy, gdy częstość sprzedaży jest równa jeden. W analizowanym przedsiębiorstwie frakcja tego typu produktów była jednak bardzo niska (ok. 0,01). Rozkład analizowanych produktów ze względu na częstość sprzedaży (frakcja

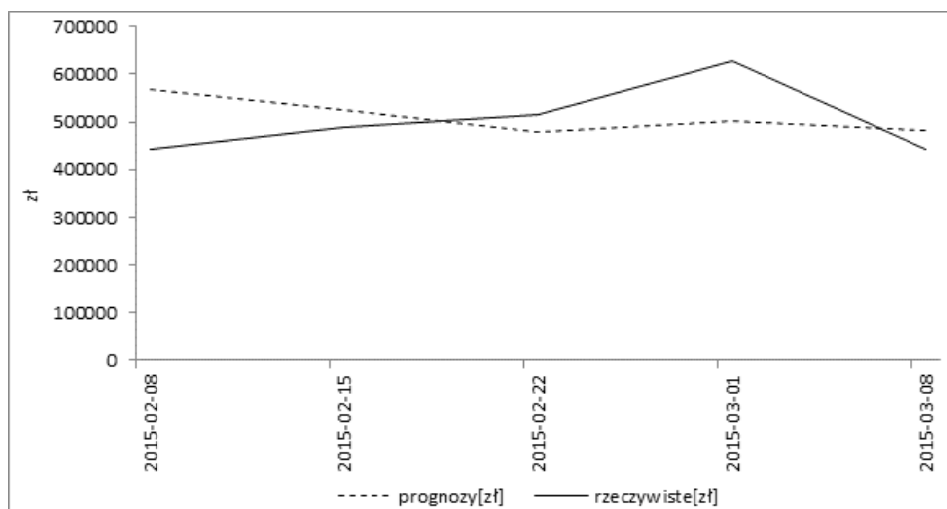
tygodni z dodatnią sprzedażą) prezentuje rys. 6. Rozkład ten jest skrajnie asymetryczny – przeważają produkty sprzedawane bardzo rzadko.



Rys. 6. Rozkład produktów ze względu na częstość sprzedaży (frakcja tygodni z dodatnią sprzedażą)

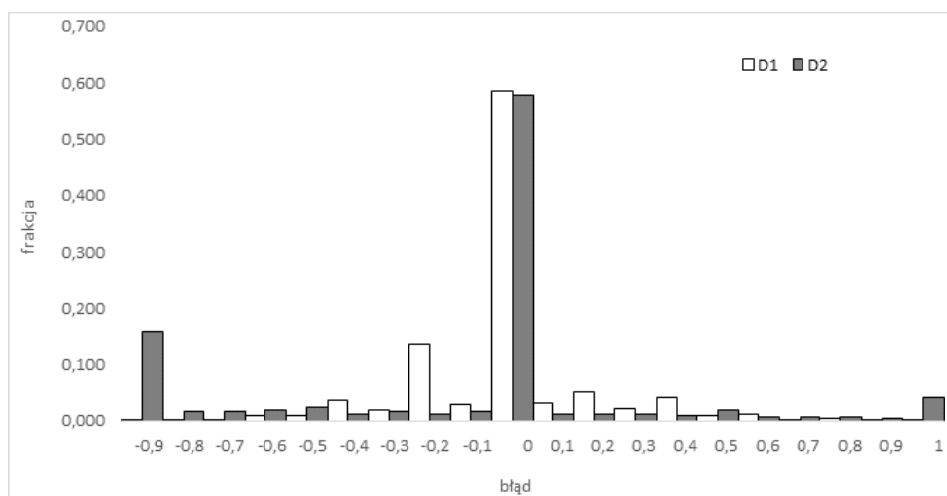
Do kompleksowego monitorowania trafności prognoz wyznaczanych dla produktów o niskiej częstości sprzedaży można stosować proponowane błędy D_1 i D_2 . W dalszej części, na podstawie tych błędów, zostanie dokonana ocena jakości prognoz liczonych dla wszystkich produktów, nawet tych o bardzo niskiej częstości sprzedaży.

Na rys. 7 przedstawiono wartości prognoz i wartości rzeczywiste sprzedaży w okresie pięciu tygodni, dla wszystkich produktów łącznie. Jak można zauważyć, prognozy są nieobciążone. Sumaryczna wartość prognoz w badanym okresie była tylko o 1,8% wyższa od sumy wartości rzeczywistych (sumy 5-tygodniowe).



Rys. 7. Łączna wartość sprzedaży oraz prognoz *ex post* (w zł) w analizowanych tygodniach

Rozkłady błędów D_1 i D_2 przedstawiono na rys. 8 i w tab. 2.



Rys. 8. Rozkład błędów *ex post* (błąd D_1 i D_2) wyznaczonych dla wszystkich produktów

Tabela 2. Rozkład błędów *ex post* (błąd D_1 i D_2) wyznaczonych dla wszystkich produktów

| Górna granica przedziału | D_1 | D_2 |
|--------------------------|-------|-------|
| -0,9 | 0,001 | 0,159 |
| -0,8 | 0,002 | 0,016 |
| -0,7 | 0,001 | 0,017 |
| -0,6 | 0,008 | 0,018 |
| -0,5 | 0,008 | 0,024 |
| -0,4 | 0,038 | 0,011 |
| -0,3 | 0,018 | 0,018 |
| -0,2 | 0,137 | 0,013 |
| -0,1 | 0,029 | 0,015 |
| 0,0 | 0,584 | 0,577 |
| 0,1 | 0,032 | 0,011 |
| 0,2 | 0,051 | 0,012 |
| 0,3 | 0,023 | 0,013 |
| 0,4 | 0,041 | 0,010 |
| 0,5 | 0,010 | 0,019 |
| 0,6 | 0,011 | 0,006 |
| 0,7 | 0,002 | 0,007 |
| 0,8 | 0,003 | 0,008 |
| 0,9 | 0,001 | 0,005 |
| 1,0 | 0,000 | 0,042 |

Pomimo tego, że sposób liczenia błędów D_1 i D_2 , co do zasady, jest podobny, otrzymane wyniki różnią się od siebie. Generalnie przeważają zerowe wartości błędów, co jest pozytywne. Ich udział w przypadku każdego z błędów jest równy ok. 58%. Różnice uwidaczniają się dla wartości skrajnych. Błąd D_2 w znacznej liczbie przypadków przyjmuje wartości bliskie -1 oraz 1 . Błąd D_1 jest natomiast mniej rozproszony.

Wynika to z tego, iż błąd D_2 jest liczony na podstawie 5-tygodniowych sum prognoz *ex post* i sprzedaży. W wielu przypadkach albo 5-tygodniowa sprzedaż, albo 5-tygodniowa suma prognoz jest równa zero. Jeżeli 5-tygodniowa suma sprzedaży jest dodatnia, nawet tylko w jednym tygodniu, a prognozy są zerowe, to błąd wynosi -1 . Błąd D_1 w takiej sytuacji wyniesie $-0,2$, gdyż -1 jest dzielone przez liczbę prognoz, czyli przez 5. To tłumaczy znaczny udział tego błędu w przedziale od $-0,3$ do $-0,2$ (zob. rys. 8 i tab. 2).

Podobny tok myślenia można powtórzyć dla sytuacji odwrotnej, w której 5-tygodniowa suma sprzedaży jest zerowa, a prognozy są dodatnie, chociażby tylko w jednym tygodniu. W tym przypadku $D_2 = 1$, a $D_1 = 0,2$. Tego typu

zależności są wytłumaczeniem różnic w rozkładach omawianych błędów. Błąd D_1 cechuje się mniejszym rozproszeniem.

Pojawia się zatem pytanie, który z błędów jest bardziej przydatny do oceny trafności prognoz. Dysponując szeregami czasowymi o niskiej częstotliwości sprzedaży, za bardziej korzystny należy uznać błąd D_2 , który jest liczony na podstawie 5-tygodniowych sum prognoz i sprzedaży. Ma on bardziej intuicyjną interpretację: jeżeli błąd jest równy -1 , to prognozy są zerowe, a sprzedaż dodatnia; jeżeli błąd wynosi 1 , to prognozy są dodatnie, a sprzedaż zerowa. Należy przy tym zaznaczyć, że dotyczy to produktów o niskiej częstotliwości sprzedaży, a więc szeregów czasowych z nadmiarem zer. W przypadku tego typu szeregów uśrednianie, często zerowych (cząstkowych), błędów prowadzi do ich zmniejszania.

Podsumowanie

Celem artykułu było zaprezentowanie sposobów monitorowania trafności systemów prognostycznych (systemów prognoz sprzedaży w przedsiębiorstwie). Ocena jakości prognoz wyznaczanych na podstawie systemów prognostycznych sprowadza się *de facto* do badania własności rozkładów odpowiednich błędów prognoz *ex post*. Jeżeli sprzedaż poszczególnych produktów we wszystkich okresach jest dodatnia, można opierać się na rozkładach zazwyczaj obliczanych procentowych błędów prognoz *ex post* (*MPE*, *MAPE*, współczynniki Theila itd.). Problem pojawia się wtedy, gdy częstość sprzedaży produktów jest mniejsza od jedności. W dużych centrach dystrybucyjnych, które stawiają sobie za cel wysoki poziom realizacji zamówień, jest zazwyczaj wiele produktów sprzedawanych bardzo rzadko. Wtedy stosowanie konwencjonalnych (procentowych) błędów prognoz *ex post* dla wszystkich produktów nie jest możliwe. W związku z tym w artykule zaproponowany został błąd *ex post* (w dwóch wersjach), który może być obliczany także dla szeregów czasowych z nadmiarem zer.

Reasumując, do zalet proponowanego błędu można zaliczyć:

1. Możliwość jego wyznaczenia dla każdego szeregu czasowego, co pozwala na jednoczesne i syntetyczne analizowanie błędów wszystkich prognoz *ex post*.
2. Unormowanie błędu w przedziale $(-1, 1)$.
3. Intuicyjną interpretację: jeżeli błąd jest ujemny, to prognozy są zaniżone, jeżeli błąd jest dodatni – prognozy są zawyżone.
4. Błąd ten może być pomocny w zarządzaniu przedsiębiorstwem. Jeżeli celem prowadzonej polityki jest jak najlepsze zaspokajanie popytu, to należy szczególną uwagę zwracać na produkty, dla których omawiany błąd jest ujemny (progno-

zy są zaniżone), w tym szczególnie na produkty, dla których błąd jest równy -1 . Jeśli celem jest zmniejszanie stanu zapasów, trzeba dużą wagę przywiązywać do produktów, dla których błąd jest dodatni (prognozy są zawyżone), w tym szczególnie do produktów, dla których błąd wyniósł 1 .

Literatura

- Cole J.J. (2002), *Zarządzanie logistyczne*, PWE, Warszawa.
- Czerwiński Z., Guzik B. (1980), *Prognozowanie ekonometryczne*, PWE, Warszawa.
- Dittmann P. (1996), *Metody prognozowania sprzedaży w przedsiębiorstwie*, Wydawnictwo AE, Wrocław.
- Dittmann P. (2004), *Prognozowanie w przedsiębiorstwie*, Oficyna Ekonomiczna, Kraków.
- Doszyń M., Dmytrów K. (2014), *Prognozowanie sprzedaży z zastosowaniem rozkładu gamma z korekcją ze względu na wahania sezonowe*, „Metody ilościowe w ekonomii”, Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego nr 811, Studia i Prace WNEiZ, nr 36, t. 2, Szczecin.
- Makridakis S. (1996), *Forecasting: Its Role and Value for Planning and Strategy*, „International Journal of Forecasting”, 2, s. 513-537.
- Mentzer J.T., Bienstock C.C. (1998), *The Seven Principles of Sales Forecasting Systems*, „Supply Chain Management Review”, 34(4).
- Mentzer J.T., Bienstock C.C., Kahn K.B. (1999), *Benchmarking Sales Forecasting Management*, „Business Horizons”, 42, s. 48-56.
- Mentzer J.T., Kahn K.B. (1995), *Forecasting Technique Familiarity, Satisfaction, Usage, and Application*, „Journal of Forecasting”, 14(5), s. 465-476.
- Nahmias S. (2001), *Production and Operations Analysis*, Fourth Edition, McGraw-Hill, Boston.
- Sarjusz-Wolski Z. (2000), *Sterowanie zapasami w przedsiębiorstwie*, PWE, Warszawa.
- Theil H. (1966), *Applied Economic Forecasting*, North-Holland, Amsterdam.
- Zeliaś A. (1997), *Teoria prognozy*, PWE, Warszawa.

METHODS OF SEARCHING ACCURACY OF SALES FORECASTING SYSTEMS IN A COMPANY

Summary: The purpose of this article was to present methods of monitoring the accuracy of the sales forecasts in the company. In the first part of the article prognostic system supporting management of the warehouse and distribution centre located in Western Pomerania has been characterized. Then methods of verifying predictions accuracy, based on the distributions of some *ex-post* forecast errors were described. Because of the

fact that in analysed company sales frequency was low in case of many products, *ex-post* forecast error useful in such cases was proposed.

Keywords: forecasting systems, sales forecasting, distributions of *ex-post* forecast errors, zero-inflated time series.