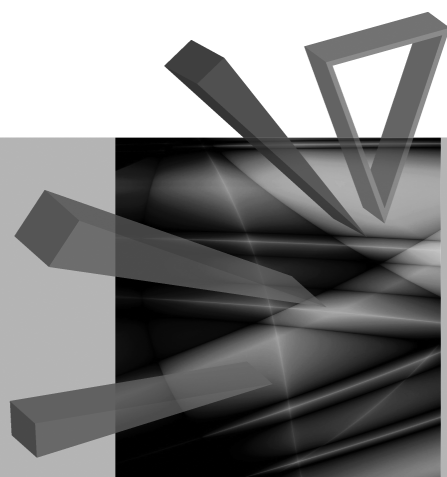


Prognozowanie w zarządzaniu firmą



Redaktorzy naukowi
Paweł Dittmann
Aleksandra Szpulak



Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu
Wrocław 2011

Senacka Komisja Wydawnicza

Zdzisław Pisz (przewodniczący),

Andrzej Bąk, Krzysztof Jajuga, Andrzej Matysiak, Waldemar Podgórski,

Mieczysław Przybyła, Aniela Styś, Stanisław Urban

Recenzenci

Włodzimierz Szkutnik, Jan Zawadzki

Redakcja wydawnicza

Barbara Majewska

Redakcja techniczna i korekta

Barbara Łopusiewicz

Skład i łamanie

Comp-rajt

Projekt okładki

Beata Dębska

Kopiowanie i powielanie w jakiegokolwiek formie
wymaga pisemnej zgody Wydawcy

© Copyright by Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu
Wrocław 2011

ISSN 1899-3192

ISBN 978-83-7695-141-6

Druk: Drukarnia TOTEM

Spis treści

Wstęp	7
Agnieszka Przybylska-Mazur: Optymalne zasady polityki pieniężnej w prognozowaniu wskaźnika inflacji	9
Alicja Wolny-Dominiak: Zmodyfikowana regresja Poissona dla danych ubezpieczeniowych z dużą liczbą zer	21
Andrzej Gajda: Doświadczenia i metody pozyskiwania danych eksperckich na potrzeby badań z wykorzystaniem metod foresight	30
Anna Gondek: Prognozy rozwoju gospodarczego Polski z użyciem metody analogii przestrzenno-czasowych	41
Bartosz Lawędziak: Sekurytyzacja papierów wartościowych opartych na hipotece odwrotnej	50
Filip Chybalski: Prakseologiczne aspekty prognozowania	59
Ireneusz Kuroпка, Paweł Lenczewski: Możliwość zastosowania modeli ekonometrycznych do prognozowania w przedsiębiorstwie Brenntag Polska	69
Jacek Szandula: Wyszukiwanie formacji w kursach giełdowych przy użyciu metod klasyfikacji danych	82
Joanna Perzyńska: Zastosowanie sztucznych sieci neuronowych do wyznaczania nieliniowych prognoz kombinowanych	94
Konstancja Poradowska, Tomasz Szkutnik, Mirosław Wójciak: Scenariusze rozwoju wybranych technologii oszczędności energii w życiu codziennym	102
Maciej Oesterreich: Wykorzystanie pakietu statystycznego R w prognozowaniu na podstawie danych w postaci szeregów czasowych z wahaniami sezonowymi	113
Marcin Błażejowski, Paweł Kufel, Tadeusz Kufel: Algorytm zgodnego modelowania i prognozowania procesów ekonomicznych jako pakiet funkcji <i>Congruent Specification</i> programu Gretl	125
Marcin Błażejowski: Stacjonarność szeregów czasowych o wysokiej częstotliwości obserwowania – implementacja testu stacjonarności Dickeya w programie Gretl	137
Mirosław Wójciak: Wpływ czynników i zdarzeń kluczowych na rozwój nowych technologii – wybrane metody korygowania prognoz na przykładzie technologii energooszczędnych	149
Monika Dyduch: Grupowanie produktów strukturyzowanych	159
Piotr Bernat: Planowanie działalności przedsiębiorstwa wspomagane prognozowaniem	170

Roman Pawlukowicz: Informacje prognostyczne w rynkowych sposobach wyceny nieruchomości – identyfikacja i pozyskiwanie	182
Wojciech Zatoń: Uwarunkowania psychologiczne w prognozowaniu	189

Summaries

Agnieszka Przybylska-Mazur: Optimal monetary policy rules in forecasting of inflation rate	20
Alicja Wolny-Dominiak: Zero-inflated Poisson Model for insurance data with a large number of zeros	29
Andrzej Gajda: Experience and methods of data collection from experts for research using foresight methods	40
Anna Gondek: Economic growth forecasts for Poland using the time-space analogy method	49
Bartosz Lawędziak: Securitization of survivor bonds based on the reverse mortgage	58
Filip Chybalski: Praxiological aspects of forecasting	68
Ireneusz Kuropka, Paweł Lenczewski: Econometric models usage feasibility in Brenntag Poland forecasting	81
Jacek Szandula: Searching for technical analysis formations in stock prices with the use of cluster analysis methods	93
Joanna Perzyńska: Application of artificial neural networks to build the nonlinear combined forecasts	101
Konstancja Poradowska, Tomasz Szkutnik, Mirosław Wójciak: The scenarios of development of selected technologies related to energy saving in everyday life	112
Maciej Oesterreich: The R application in forecasting unsystematic lacks in seasonal time series	124
Marcin Błażejowski, Paweł Kufel, Tadeusz Kufel: Congruent modelling and forecasting algorithm as function package Congruent Specification in GRETL	136
Marcin Błażejowski: Stationarity of high-frequency time series – implementation of Dickey’s stationarity test in GRETL	148
Mirosław Wójciak: The influence of key and events factors on the development of new technologies – selected methods of forecast correction on the example of energy-saving technologies	158
Monika Dyduch: Ranking of structured products	169
Piotr Bernat: Forecasting assisted business management planning	181
Roman Pawlukowicz: Prognostic data in market ways of property valuation – identification and acquisition	188
Wojciech Zatoń: Psychological aspects of forecasting	199

Ireneusz Kuroпка

Uniwersytet Ekonomiczny we Wrocławiu

Paweł Lenczewski

Brenntag Polska Sp. z o.o.

MOŻLIWOŚĆ ZASTOSOWANIA MODELI EKONOMETRYCZNYCH DO PROGNOZOWANIA W PRZEDSIĘBIORSTWIE BRENNTAG POLSKA

Streszczenie: Celem artykułu jest wykazanie przydatności modeli ekonometrycznych do prognozowania sprzedaży i cen w firmie Brenntag Polska. Prognozy w tej firmie budowane są na podstawie opinii kierownictwa, co może prowadzić do znacznego ich obciążenia. Jedną z możliwości poprawy dokładności przewidywań jest zmniejszenie subiektywizmu prognozy, co można osiągnąć stosując modele formalne. Przedstawione prognozy dotyczyły wartości sprzedaży oraz cen jednego z produktów na rynku europejskim. W pierwszym przypadku wyznaczana była prognoza ilościowa, a w drugim prognoza jakościowa.

Słowa kluczowe: model ekonometryczny, obciążenie prognoz, prognoza sprzedaży, prognozy jakościowe.

1. Wstęp

Każdy podmiot, a podmiot gospodarczy w szczególności, funkcjonuje z myślą o przyszłości. Planując przyszłe działania, buduje w tym celu prognozy. Tak dzieje się też w firmie Brenntag Polska sp. z o.o., która jest największym na rynku polskim dystrybutorem surowców chemicznych dla przemysłu. Spółka należy do grupy Brenntag – światowego lidera tej branży, który oferuje asortyment przeszło 10 tys. produktów oraz zapewnia obsługę 150 000 klientów poprzez 400 placówek w 60 krajach świata. W Polsce spółka działa poprzez sieć 14 placówek, oferując asortyment ponad 4 tys. produktów. Są to surowce chemiczne stosowane do produkcji w takich działach przemysłu, jak: chemia gospodarcza, kosmetyki, farby i lakiery, chemia budowlana, przemysł farmaceutyczny, przemysł spożywczy itp.

Podstawę budowanych w przedsiębiorstwie prognoz stanowią informacje o kształtowaniu się sprzedaży w przeszłości, informacje dotyczące sytuacji w branżach kupujących produkty oferowane przez firmę, a także dane o koniunkturze gospodarczej w kraju i na świecie. Na tych podstawach członkowie kierownictwa firmy formułują przewidywania. Prognozy konstruowane na podstawie opinii kierownictwa są często obciążone, co wiąże się z subiektywnym spojrzeniem na przyszłość osób formułujących opinię (zob. np. [Zatoń, w druku]). Ponadto, jak wykazują badania, znajomość trendów rozwojowych i zmian gospodarczych wśród kadry kierowniczej przedsiębiorstw jest często niezadowalająca (zob. [Kubicka, w druku]).

Problemy te stanowiły inspirację do podjęcia próby wyeliminowania wspomnianych niedogodności. W tym celu do prognozowania wybranych zmiennych zastosowano modele ekonometryczne.

Spośród wielu różnych zmiennych, których prognozy budowane są w przedsiębiorstwach, szczególnie ważną rolę w zarządzaniu odgrywa wielkość sprzedaży, która może stanowić podstawę podejmowania decyzji w zakresie produkcji, zaopatrzenia, zapasów, finansów, siły roboczej itd. (zob. np. [Dittmann 2006]). W przedsiębiorstwie Brenntag Polska prognozuje się wartość sprzedaży, która jest pomocna między innymi przy szacowaniu przyszłej marży brutto, oraz ilość sprzedaży, która pozwala określić skalę sprzedaży. I właśnie wartość sprzedaży jest jedną z dwóch zmiennych, której prognozę proponujemy wyznaczyć z wykorzystaniem formalnego narzędzia, czyli modelu ekonometrycznego. Prognoza będzie wyznaczona na kolejne cztery kwartały 2010 r. Drugą prognozowaną zmienną jest cena produktu na rynku europejskim, sprzedawanego przez przedsiębiorstwo. Produkt ten stanowi ważną część obrotu firmy Brenntag Polska. W tym przypadku częstotliwość prognozy była tygodniowa, a jej horyzont objął siedem miesięcy 2010 r. Ze względu na poufność danych nie będzie ujawniona nazwa produktu i rzeczywiste jego ceny.

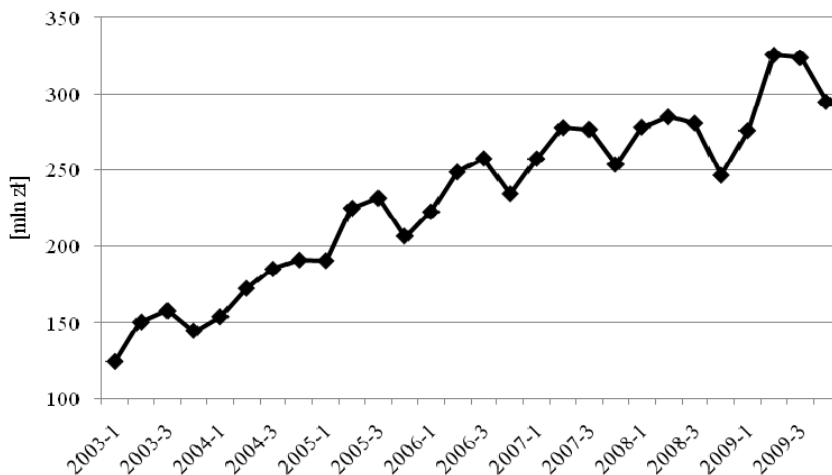
Podstawą do budowy prognoz sprzedaży były dane kwartalne z lat 2003-2009, natomiast prognozy cen sporządzono na podstawie danych tygodniowych z lat 2007-2009.

2. Prognoza wartości sprzedaży

Zmiany wartości sprzedaży w przedsiębiorstwie Brenntag Polska w rozważanym okresie przedstawia rysunek 1. Na jego podstawie stwierdzić można, że sprzedaż ta systematycznie rośnie i podlega wahaniom sezonowym o cyklu rocznym. W przeważającej większości przypadków największa sprzedaż jest realizowana w II i III kwartale, a w I i IV kwartale jej wartość jest znacznie mniejsza.

Poza czynnikami sezonowymi wartość sprzedaży przedsiębiorstwa determinują zjawiska zachodzące w otoczeniu zewnętrznym firmy oraz zjawiska wewnętrzne występujące w niej samej. Do tych pierwszych zaliczono koniunkturę gospodarczą (PKB – wyrażony w wartościach bieżących w mld zł), koniunkturę w przemyśle

opisaną produkcją sprzedaną przemysłu (P_{sp} – w mld zł) oraz średni poziom cen surowców chemicznych na rynku, reprezentowany przez cenę podstawowego surowca do produkcji wielu chemikaliów, czyli cenę ropy (Cr – w zł/baryłkę) i kurs EUR/PLN (E/P – w zł), gdyż większość zakupów dokonywana jest za granicą.



Rys. 1. Wartość rzeczywista sprzedaży firmy Brenntag Polska w latach 2003-2009 według kwartałów

Źródło: opracowanie na podstawie danych przedsiębiorstwa.

Jako zmienne reprezentujące wewnętrzne czynniki wpływające na wartość sprzedaży przedsiębiorstwa przyjęto: marżę procentową nakładaną przez Brenntag Polska przy sprzedaży produktu (Ma – w %), wartość sprzedaży z okresów wcześniejszych (Spr – w mln zł), wydatki na personel (Per – w tys. zł), nakłady na promocję i reklamę (Rek – w tys. zł), wydatki na usługi konsultingowe (Kon – w tys. zł) i inwestycje (Inw – w tys. zł).

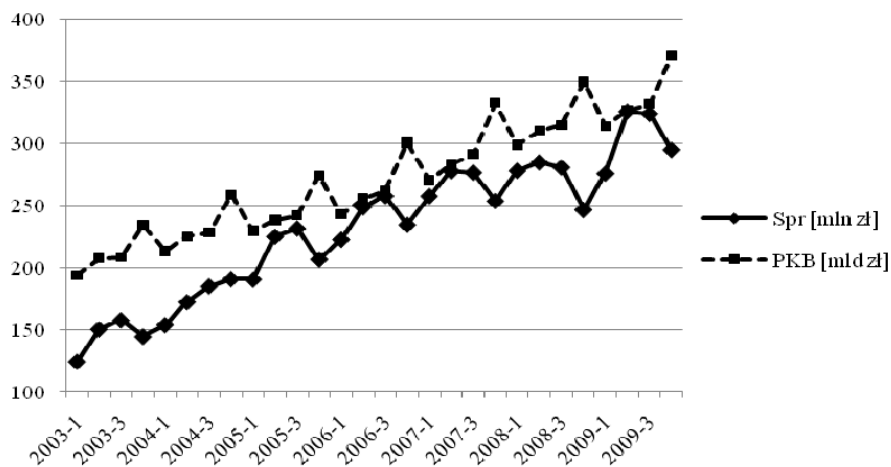
Zebrane informacje tworzyły 28-elementowe szeregi czasowe.

Ocenę stopnia powiązania wymienionych zmiennych z wartością sprzedaży przedsiębiorstwa przeprowadzono za pomocą współczynników korelacji Pearsona, uwzględniając opóźnione oddziaływanie niektórych czynników. W przypadku zmiennych z otoczenia zewnętrznego okazało się, że sprzedaż jest bardzo silnie powiązana z ogólną koniunkturą gospodarczą i koniunkturą w przemyśle. Przy czym największe wartości współczynników korelacji między tymi zmiennymi wystąpiły wtedy, gdy wartości zmiennych opisujących koniunkturę pochodziły z kwartału późniejszego niż wartość sprzedaży. Współczynniki te wynosiły odpowiednio:

$$r(Spr^{(t)}, PKB^{(t+1)}) = 0,91,$$

$$r(Spr^{(t)}, Psp^{(t+1)}) = 0,91.$$

Oznacza to, że etap dystrybucji surowców poprzedza ich zastosowanie w produkcji i sprzedaży produktów finalnych. Zmienne charakteryzujące koniunkturę gospodarczą można więc traktować jako zmienne naśladowujące (zob. [Cieślak (red.) 2005]) w odniesieniu do sprzedaży firmy Brenntag Polska (zob. rys. 2). Z tych powodów zrezygnowano z uwzględnienia ich w modelu ekonometrycznym wyjaśniającym zmiany sprzedaży.



Rys. 2. Wartość rzeczywista sprzedaży firmy Brenntag Polska oraz wartość rzeczywista PKB w latach 2003-2009 według kwartałów

Źródło: opracowanie na podstawie danych przedsiębiorstwa i GUS.

Cena ropy i kurs EUR/PLN powiązane są ze sprzedażą firmy w odmienny sposób. Współczynnik korelacji $r(Spr^{(t)}, Cr^{(t)})$ wyniósł 0,68, a $r(Spr^{(t)}, E/P^{(t)}) = -0,55$. Różnice w kierunkach oddziaływania zmiennych wynikają z faktu, że wzrost cen ropy na rynkach światowych ma wpływ na ceny wielu chemikaliów na całym świecie; wzrost ceny zakupu surowców jest w naturalny sposób przenoszony na klientów, co powoduje zwiększenie wartości sprzedaży dystrybutorów. Wzrost kursu EUR/PLN natomiast, powoduje jedynie wzrost cen towarów kupowanych w walucie euro. W tym przypadku przedsiębiorstwa, które zawierają transakcje w dużej części w tej walucie, ponoszą straty w postaci spadku ilości transakcji i – co za tym idzie – spadku wartości sprzedaży.

Spośród czynników wewnętrznych bardzo duży negatywny wpływ na wartość sprzedaży ma średnia marża procentowa. Jej zwiększenie powoduje spadek sprzedaży, co odzwierciedla współczynnik korelacji $r(Spr^{(t)}, M^{(t)}) = -0,68$. Natomiast wydatki przedsiębiorstwa na poszczególne kategorie związane z jego działalnością reprezentują koszty zasobów pracy, podnoszenia kwalifikacji przez pracowników, nakłady na pro-

moć i inwestycje w przyszłą sprzedaż powinny więc oddziaływać na bieżącą sprzedaż z opóźnieniem. Badanie zależności korelacyjnych pokazało, że tylko w dwóch przypadkach wartości współczynników przekroczyły 0,5. Były to współczynniki korelacji: $r(Spr^{(t)}, Per^{(t-3)}) = 0,90$ oraz $r(Spr^{(t)}, Rek^{(t-4)}) = 0,53$. Związki nakładów na usługi konsultingowe i inwestycje z wartością sprzedaży były słabsze.

Na podstawie przeprowadzonej analizy powiązań między wartością sprzedaży a wymienionymi czynnikami przyjęto, że w dalszych pracach nad budową modelu ekonometrycznego, wyjaśniającego zmiany sprzedaży, uwzględnione będą następujące zmienne:

Spr^t – wartość sprzedaży firmy Brenntag Polska w mln zł,

Per^t – wydatki na personel w tys. zł,

Rek^t – wydatki na promocje i reklamę w tys. zł,

Ma^t – marża nakładana przez przedsiębiorstwo w %,

Q_2^t – zmienna przyjmująca wartość „1” w II kwartale oraz „0” w pozostałych,

Q_3^t – zmienna przyjmująca wartość „1” w III kwartale oraz „0” w pozostałych,

Q_4^t – zmienna przyjmująca wartość „1” w IV kwartale oraz „0” w pozostałych,

t – zmienna czasowa; $t = 1, 2, \dots, 28$.

Ponieważ w rozważanym okresie, w latach 2003-2009, wystąpiły dwa bardzo istotne dla gospodarki polskiej (i nie tylko) wydarzenia, mianowicie wstąpienie do UE oraz światowy kryzys gospodarczy, uwzględniono także dwie zmienne zero-jedynkowe:

UE^t – zmienna przyjmująca wartość „1” w II i III kwartale 2004 r., „0” w pozostałych okresach,

Kr^t – zmienna przyjmująca wartość „1” w IV kwartale 2008 r. i I kwartale 2009 r., „0” w pozostałych okresach.

Wyłączając z tego 10-elementowego zbioru zmiennych zmienne dotyczące sytuacji wewnętrznej przedsiębiorstwa, oszacowano cztery modele ekonometryczne:

– model liniowy:

$$\hat{Spr}^t = 129,93 + 6,86t + 14,60Q_2^t + 11,79Q_3^t - 10,73Q_4^t - 31,56Kr^t;$$

$$\tilde{R}^2 = 0,96,$$

– model potęgowy:

$$\ln(\hat{Spr}^t) = 4,69 + 0,28 \ln(t) + 0,09Q_2^t + 0,08Q_3^t - 0,05Q_4^t - 0,13UE^t;$$

$$\tilde{R}^2 = 0,95,$$

– model wielomianowy:

$$\hat{Spr}^t = 115,42 + 9,89t - 0,11t^2 + 17,25Q_2^t + 14,63Q_3^t - 10,18Q_4^t - 25,03Kr^t - 12,34UE^t;$$

$$\tilde{R}^2 = 0,98,$$

– model logistyczny:

$$\hat{Spr}^t = \frac{339,27}{1 + 1,85e^{-0,1t}} + 15,43Q_2^t + 12,94Q_3^t - 9,87Q_4^t - 26,1Kr^t;$$

$$\tilde{R}^2 = 0,98.$$

Pierwsze trzy modele oszacowano metodą regresji krokowej wstecznej, a model logistyczny metodą Gaussa-Newtona. Dodatkowo, dołączając do zbioru zmiennych zmienne wewnętrzne metodą regresji krokowej wstecznej, oszacowano następujący model liniowy:

$$\hat{Spr}^t = 32,2 + 0,61Spr^{t-4} + 0,01Per^{t-3} - 39,34Kr^t; \quad \tilde{R}^2 = 0,95.$$

Wyznaczone modele poddano weryfikacji, stosując testy na: liniowość modelu (test liczby serii), istotność parametrów przy zmiennych objaśniających (test *t*-Studenta, uogólniony test Walda), normalność rozkładu składnika losowego (test Jarque-Bera, test Shapiro-Wilka), autokorelację rzędu 1 do 4 (test istotności współczynnika autokorelacji), heteroskedastyczność składnika losowego (test Harrisona McCabe'a), współliniowość zmiennych objaśniających (test Farrara-Glaubera, test czynnika inflacji wariacji), stabilność postaci analitycznej (test Ramsey'a) oraz stabilność parametrów modelu (test Chowa). Pozytywnie to postępowanie „przeszły” modele: wielomianowy i logistyczny oraz oparty na zmiennych wewnętrznych.

Modele te nie wyjaśniają istoty badanego zjawiska, mają charakter modeli symptomatycznych, ale do celów prognostycznych wydają się dobrym narzędziem. Ich zaletą jest łatwość uzyskania prognostycznych wartości zmiennych objaśniających. Występują w nich bowiem wartości zmiennej czasowej, wartości zmiennych dychotomicznych, wartości sprzedaży z okresów przeszłych i tylko jedna wartość zmiennej *Per* dla I kwartału 2010 r., która wymaga budowy prognozy. Wykorzystano do tego celu równanie trendu opisującego zmiany tej wielkości w latach 2003-2009.

Przydatność wymienionych modeli do budowy prognozy sprzedaży firmy Brenntag Polska na 2010 r. oceniono na podstawie błędów *ex post* prognoz wyznaczonych na rok 2009. W tym celu zbudowano analogiczne modele na podstawie

danych z lat 2003-2008. Wartości względnych błędów prognoz dla poszczególnych kwartałów oraz średni bezwzględny błąd procentowy (MAPE) zawiera tabela 1.

Tabela 1. Błędy względne *ex post* oraz średni błąd prognoz na 2009 r. (w %)

Model	ψ_{21}	ψ_{22}	ψ_{23}	ψ_{24}	MAPE ψ
Wielomianowy	6,78	8,74	8,32	7,12	7,74
Logistyczny	6,89	8,62	8,01	6,42	7,49
Zmiennych wewnętrznych	6,41	6,13	5,27	2,09	4,98

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych przedsiębiorstwa.

Analiza podanych wielkości pokazuje, że najlepsze wyniki uzyskano, stosując model zbudowany z wykorzystaniem zmiennych wewnętrznych. Błąd średni prognoz był w tym przypadku najmniejszy (nie przekraczał 5%) i ponadto błędy *ex post* dla kolejnych kwartałów zmniejszały się wraz z wydłużaniem horyzontu prognozy. W przypadku pozostałych modeli wartości błędów poszczególnych prognoz podlegały wahaniom i były wyraźnie większe.

Do wyznaczenia wartości właściwych wybrany został model ze zmiennymi wewnętrznymi. Wyznaczone prognozy: punktowe i przedziałowe (wyznaczone przy 95% poziomie ufności) na 2010 r. zawiera tabela 2. Błędy *ex ante* wyznaczonych prognoz (tab. 3) [Cieślak (red.) 2005] dla żadnego kwartału nie przekraczały 4%, co upoważnia do uznania tych przewidywań za dobre.

Tabela 2. Prognozy wartości sprzedaży firmy Brenntag Polska według kwartałów na 2010 r. (w mln zł)

Kwartał	Prognoza punktowa	Dolna granica przedziału	Górna granica przedziału
I	314,294	290,925	337,662
II	342,156	318,416	365,896
III	349,033	325,396	372,671
IV	333,979	309,710	358,248

Źródło: obliczenia własne na podstawie danych przedsiębiorstwa.

Tabela 3. Błędy względne *ex ante* oraz średni błąd prognoz na 2010 r. (w %)

η_{25}	η_{26}	η_{27}	η_{28}	η
3,56	3,33	3,25	3,48	3,41

Źródło: obliczenia własne.

Obecnie znane już są wartości rzeczywiste za pierwsze półrocze 2010 r., można więc ocenić trafność dwóch prognoz. Rzeczywista sprzedaż w I kwartale 2010 r. wyniosła 316, 352 mln zł, a w drugim 366,584 mln zł. Oznacza to, że w przypadku I kwartału błąd *ex post* wyniósł 0,65%, a dla drugiego kwartału 6,66%. Obie prognozy punktowe były niedoszacowane i dla drugiego kwartału wartość rzeczywista

nieznacznie przekroczyła górną granicę prognozy przedziałowej. Wydaje się jednak, że popełnione błędy nie są duże i prognozy w obu przypadkach można uznać za trafne.

3. Prognoza ceny wybranego towaru na rynku europejskim

Większość oferowanych surowców przedsiębiorstwo kupuje na rynkach zagranicznych, w tym europejskich. Istotną więc kwestią jest znajomość przewidywanego kształtowania się cen tych towarów. Umożliwi to menedżerom skuteczniejsze wykorzystanie posiadanych magazynów, efektywną strategię zakupową przedsiębiorstwa oraz ułatwi doradztwo klientom dotyczące najodpowiedniejszego terminu dokonania zakupu towaru do produkcji.

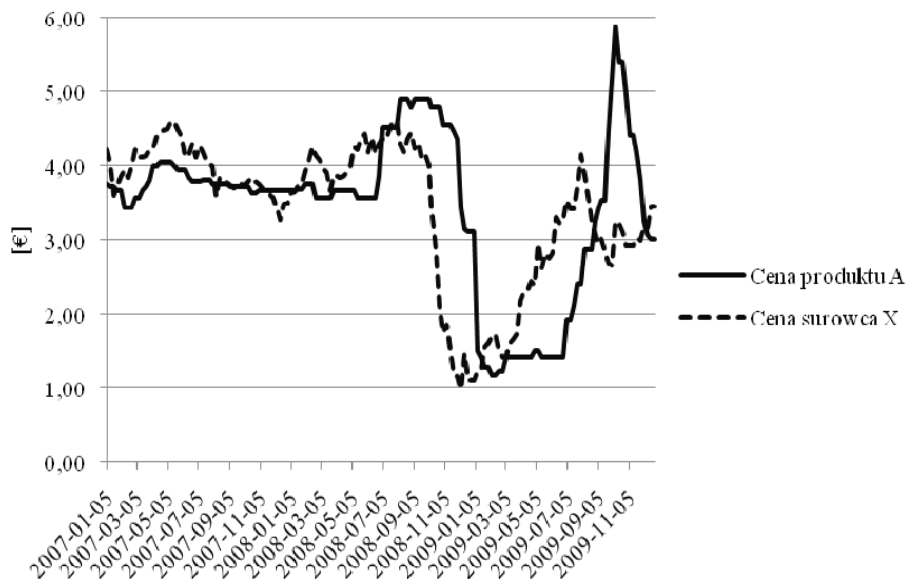
Poniżej przedstawiona jest propozycja sposobu budowy prognozy jakościowej, informującej o możliwym kierunku zmiany ceny jednego z najważniejszych surowców w ofercie firmy Brenntag Polska. Jak wspomniano na wstępie, ze względu na poufność danych nie będą podane nazwy surowców, lecz tylko ich symboliczne oznaczenia. Symbol A oznacza cenę wybranego towaru, a X , Y i Z ceny surowców wykorzystywanych do jego produkcji.

Na podstawie badania zmian cen towaru A oraz wymienionych surowców w latach 2007-2009 można zaobserwować pewne przesunięcia w czasie zmian cen poszczególnych produktów. Ceny surowców X , Y , Z wyprzedzają w czasie zmiany cen towaru A . Taka sytuacja wynika z faktu, że wytwórcy produktów chemicznych na wielką skalę dysponują znacznymi magazynami w celu ochrony przed często zmieniającymi się cenami zakupu surowców potrzebnych do ich wytwarzania. Powoduje to, że zmiany cen produktów finalnych następują z pewnym opóźnieniem w porównaniu ze zmianami cen surowców. Wpływa także na to czas trwania procesów technologicznych oraz czas transportu surowców do miejsca docelowego.

Badanie podobieństwa zmian w czasie cen towaru A i surowców X , Y , Z przeprowadzono z wykorzystaniem współczynnika korelacji jako miary podobieństwa. Okazało się, że podobieństwo zmian cen surowca X i zmian cen towaru jest największe przy opóźnieniu 11-tygodniowym (przy tym opóźnieniu wystąpiła największa wartość współczynnika $r(A^t, X^{t-11}) = 0,88$), zmian cen surowca Y przy opóźnieniu 7 tygodni ($r(A^t, Y^{t-7}) = 0,82$), a zmian cen surowca Z przy opóźnieniu 8 tygodni ($r(A^t, Z^{t-8}) = 0,71$).

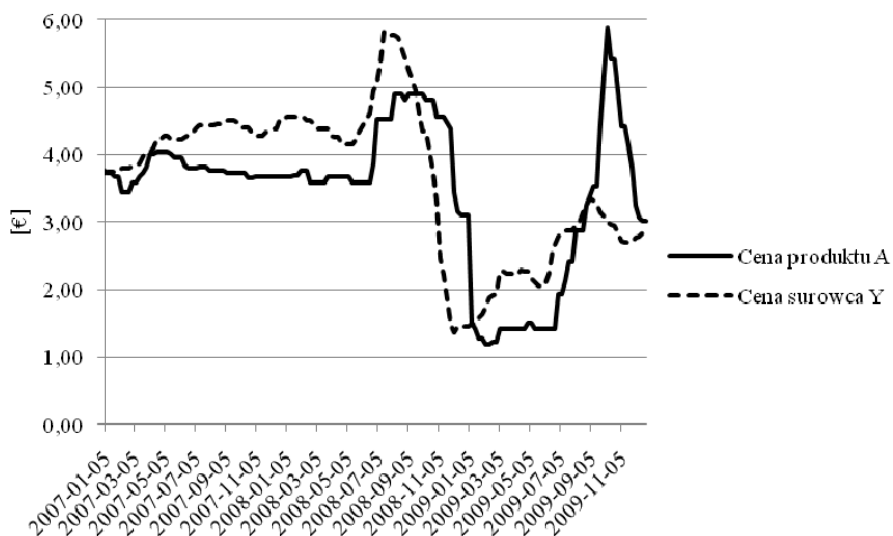
Do budowy prognozy jakościowej wykorzystano model logitowy. Ponieważ najkrótsze opóźnienie wynosiło 7 tygodni, dokonano przekształcenia danych pierwotnych w następujący sposób:

- jeżeli cena produktu A wzrosła lub się nie zmieniła w ciągu 7 tygodni, to $A^t = 1$ (gdzie t oznacza numer obserwacji), $t = 12, \dots, 149$,
- jeżeli cena produktu A spadła w ciągu 7 tygodni, to $A^t = 0$.



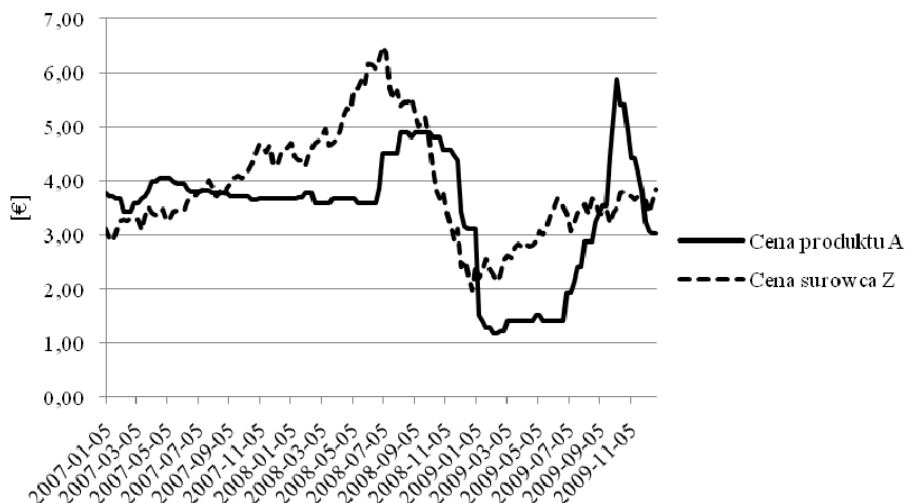
Rys. 3. Cena towaru A oraz surowca X według tygodni w latach 2007-2009

Źródło: opracowanie na podstawie danych przedsiębiorstwa.



Rys. 4. Cena towaru A oraz surowca Y według tygodni w latach 2007-2009

Źródło: opracowanie na podstawie danych przedsiębiorstwa.



Rys. 5. Cena towaru A oraz surowca Z według tygodni w latach 2007-2009

Źródło: opracowanie na podstawie danych przedsiębiorstwa.

Ponadto przekształcono dane dotyczące cen surowców X, Y i Z:

$$X^t = X^{t-4} - X^{t-11}, Y^t = Y^t - Y^{t-7}, Z^t = Z^{t-1} - Z^{t-8}, t = 12, \dots, 149.$$

Na podstawie tak przekształconych danych metodą *quasi*-Newtona na podstawie danych z lat 2007-2009 oszacowano model logitowy:

$$\hat{P}^t = \frac{1}{1 + e^{-(0,57 + 1,68X^t + 2,52Y^t + 1,38Z^t)}}$$

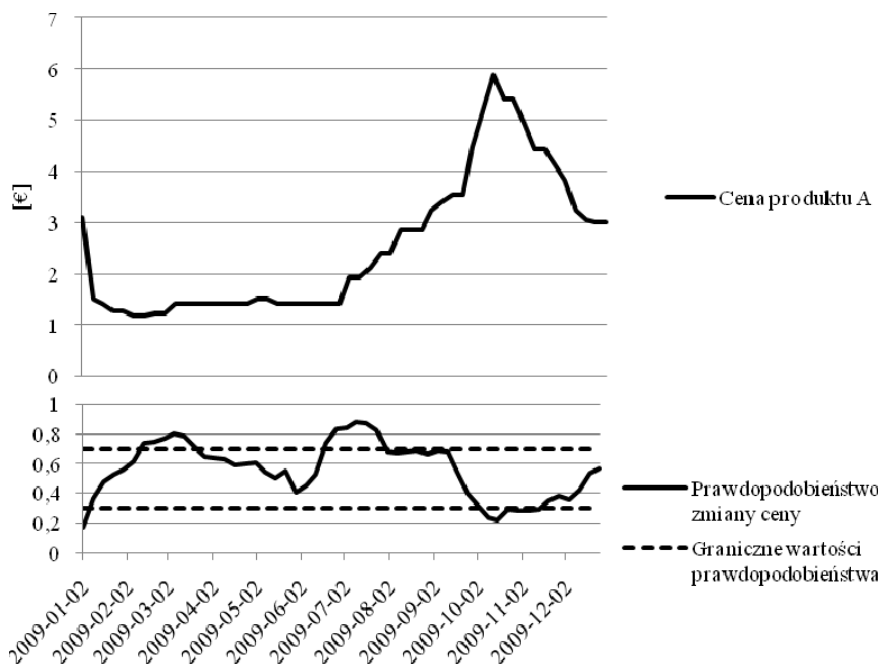
gdzie \hat{P}^t oznacza prawdopodobieństwo zmiany ceny.

Horyzont prognoz formułowanych na podstawie tego modelu wynosił 7 tygodni, co wynikało z długości najkrótszego opóźnienia między zmianami cen towaru A i surowca Y. Przyjęto, że prognozy cen towaru A generowane będą według następującej reguły:

- jeżeli $\hat{P}^t > 0,7$, to za 7 tygodni cena będzie wyższa od obecnej,
- jeżeli $0,3 \leq \hat{P}^t \leq 0,7$, to nie nastąpią znaczące zmiany cen,
- jeżeli $\hat{P}^t < 0,3$, to za 7 tygodni cena będzie niższa od obecnej.

Przydatność tak skonstruowanego modelu zweryfikowano, wyznaczając prognozy zmiany cen towaru na rok 2009. Posłużył do tego model wyznaczony na podstawie danych z lat 2006-2008. Na rysunku 6 przedstawiono wartości prawdopodobieństw uzyskane z modelu oraz ceny towaru A w 2009 r. Porównanie zmian

tych wielkości pokazuje, że model z wyprzedzeniem wskazywał nagłe zmiany kierunków trendów w 2009 r.

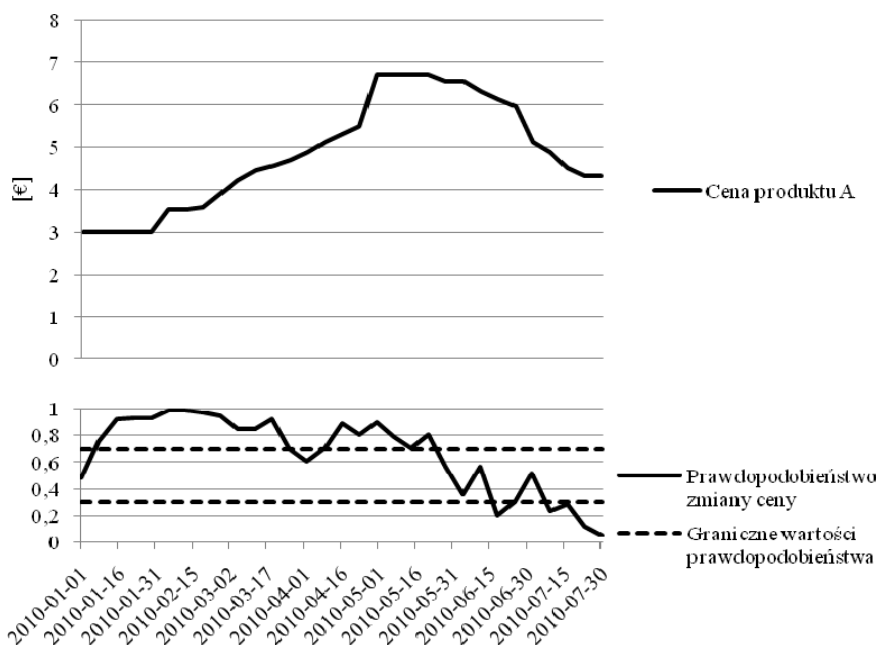


Rys. 6. Ceny towaru A oraz wartości prawdopodobieństwa zmiany ceny uzyskane na podstawie modelu logitowego dla 2009 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych przedsiębiorstwa.

Sygnal „cena spadnie” wystąpił na początku roku 2 stycznia (ceny w okresie 7 tygodni spadły z ok. 3 do ok. 1,25 €) oraz 9 października (ceny spadły później o 2,25 €). Prawdopodobieństwo zmiany ceny przewyższyło poziom 0,7 (nastąpił wzrost cen o ok. 0,5 €) 13 lutego oraz 19 czerwca i utrzymywało się przez kilka kolejnych tygodni na bardzo wysokim poziomie (w ciągu 3 miesięcy cena produktu A wzrosła z ok. 1,5 do prawie 6 €).

W całym 2009 r. 19 razy był generowany sygnal o znaczącej zmianie ceny, a w 27 tygodniach na 46, czyli przez ponad połowę rozważanego okresu, takiego sygnalu nie było. Należy jednak zaznaczyć, że wszystkie (19) sygnaly zapowiadające zmiany cen były trafne. Potwierdziło to użyteczność modelu logitowego do prognozowania ceny towaru A. Podjęto decyzję o budowie prognoz w 2010 r. Wyznaczone z modelu prawdopodobieństwa zmiany ceny oraz jej wartości za 7 miesięcy 2010 r. pokazano na rysunku 7.



Rys. 7. Ceny towaru A oraz wartości prawdopodobieństwa zmiany ceny uzyskane na podstawie modelu logitowego dla okresu styczeń-lipiec 2010 r.

Źródło: opracowanie własne na podstawie danych przedsiębiorstwa.

Zmiany prawdopodobieństw wskazywały na wzrost cen w ciągu 7 tygodni od 8 stycznia, gdy cena była na poziomie 3 €, do 26 marca oraz w okresie 9 kwietnia – 21 maja, co znalazło potwierdzenie we wzroście ceny towaru A aż do poziomu 6,75 €. Pierwszy sygnał o spadku ceny pojawił się 18 czerwca, a kolejne od 9 lipca, co również zostało potwierdzone.

Podsumowując, można stwierdzić, że w 2010 r. w okresie styczeń-lipiec w ciągu 19 tygodni generowane były sygnały o zmianie ceny, a tylko w 5 tygodniach nie było takich sygnałów. Spośród generowanych sygnałów 15, czyli 79%, było trafnych, a tylko 4 były niewłaściwe. Wyniki te potwierdzają możliwość wykorzystania modelu do prognozowania cen towaru A w firmie Brenntag Polska.

4. Uwagi końcowe

Przedstawione przykłady zastosowania modeli ekonometrycznych potwierdzają możliwości wykorzystania tych narzędzi do prognozowania w firmie Brenntag Polska. Mogą być one wykorzystane zarówno do budowy prognoz ilościowych, jak i jakościowych. Podstawowym celem prognozowania jest zbudowanie dobrych prognoz, stąd zaproponowane zostały modele, które nie wyjaśniają mechanizmu

badanych zjawisk, ale prowadzą do dobrych jakościowo przewidywań. W pierwszym przypadku, przy prognozowaniu wartości sprzedaży, zarówno błędy *ex post* prognoz wygasłych, błędy *ex ante*, jak i późniejsza weryfikacja pokazały, że prognozy były dobrej jakości. Nieznaczne przekroczenie górnej granicy przedziału prognozy przez wartość rzeczywistą dla II kwartału 2010 r. nie podważa tej oceny. Ważną cechą zbudowanego modelu była łatwość uzyskania niezbędnych do jego zastosowania wartości zmiennych objaśniających w okresie prognozowanym.

Prognozy jakościowe, sygnały generowane z modelu prawdopodobieństwa można ocenić tylko za pomocą błędów *ex post*, czyli trafności klasyfikacji sygnałów. Mimo że liczba generowanych sygnałów w pierwszym okresie weryfikacji była stosunkowo mała, to ich trafność, zarówno w 2009, jak i 2010 r., była wysoka.

Proponowane zastosowanie modeli formalnych powinno zmniejszyć obciążenie prognoz, wynikające z wykorzystywania w prognozowaniu opinii kierownictwa. Związane to jest z sytuacją, gdy grono osób formułujących sądy jest niewielkie i subiektywizm opinii może znacząco rzutować na dokładność przewidywań.

Literatura

- Cieślak M. (red.), *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*, Wyd. Naukowe PWN, Warszawa 2005.
- Dittmann P., *Prognozowanie w przedsiębiorstwie. Metody i ich zastosowanie*, Wolters Kluwer, Kraków 2006.
- Gruszczyński M., Podgórska M. (red.), *Ekonometria*, SGH, Warszawa 2004.
- Kubicka J., *Trendy rozwojowe i zmiany gospodarcze zachodzące w regionie w opinii kadry kierowniczej przedsiębiorstw z Dolnego Śląska – wyniki badań*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław (w druku).
- Maddala G.S., *Ekonometria*, Wyd. Naukowe PWN, Warszawa 2008.
- Zatoń W., *Uwarunkowania psychologiczne w prognozowaniu*, Prace Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego we Wrocławiu, Wrocław (w druku).

ECONOMETRIC MODELS USAGE FEASIBILITY IN BRENNTAG POLAND FORECASTING

Summary: The aim of the article is to show the usefulness of forecasting in Brenntag Poland Co. The management opinions are used as a baseline for the company which can cause significant bias of the forecast. One of the opportunities to increase prediction accuracy is to reduce forecaster subjectivity which can be achieved by formal models practice. The forecasts shown in this article were related to the sales value and prices of product on the European market. In the first case quantitative forecast was built. The model as covariates includes variables describing an internal situation of the company. The forecast of the prices was qualitative and was defined basing on multinomial logit.