

Zbigniew Skrobcki

# Analiza rynku paliw i prognozy własne

*W artykule przedstawiono rozwój światowej gospodarki w aspekcie potrzeb energetycznych, a szczególnie zapotrzebowanie na energię w transporcie. Wykonano analizy i prognozy ceny ropy na giełdzie w Nowym Jorku i ceny benzyny Pb95 w Polsce, stosując metody statystyczne do analizy szeregów czasowych. W wyniku analiz utworzono modele multiplikatywne, w których składowymi są funkcje opisujące zmienność wynikającą z trendu, ze zmian sezonowych, ze zmian cyklicznych i losowych. Utworzone modele dobrze aproksymowały dane rzeczywiste z rynków paliw. W celu prognozowania cen utworzono prognozy dla wszystkich funkcji składowych modelu z pominięciem funkcji zmian losowych. W celu uzyskania prognozy zmian cyklicznych zastosowano model Browna. W artykule przedstawiono także prognozę jakościową.*

**Słowa kluczowe:** prognozowanie, model multiplikatywny, model Browna, cena ropy, cena benzyny Pb95

## Wstęp

Ekonomiczna efektywność inwestycji i eksploatacji w systemach transportowych w dużej mierze jest uzależniona od cen nośników energii. Zdecydowana większość środków transportu lądowego, wodnego i powietrznego jest zasilana paliwami ropopochodnymi. Jest wiele teorii popartych analizami geologicznymi, że wydobycie ropy przekroczyło już 50% dostępnych zasobów, co powoduje wzrost kosztów poszukiwania i wydobycia ropy. Rosnące koszty wynikają między innymi z następujących powodów:

- wiele nowych złóż odkrywanych jest w trudno dostępnych regionach,
- wyraźnie rosną koszty eksploatacji tradycyjnych złóż, co wynika z rosnącego wydobycia tzw. „ciężkiej ropy” o dużej gęstości oraz zanieczyszczonej związkami siarki,
- wysoki jest koszt pozyskiwania ropy z nowych źródeł – głównie z piasków roponośnych i łupków bitumicznych.

Ten stan rzeczy dotyczący podaży ropy w połączeniu ze świadomością rosnącego popytu na ropę powoduje wzrost ceny ropy na rynkach światowych już od ponad 20 lat (rys. 7).

Celem niniejszego artykułu jest wykonanie analizy wybranych informacji z rynku ropy w funkcji potrzeb energetycznych transportu oraz przedstawienie własnych prognoz: ilościowych dla ceny ropy na giełdzie w Nowym Jorku i ceny benzyny Pb95 w Polsce, jakościowej w celu przewidywania zjawisk na rynku paliw. Źródłem danych dla prognoz ilościowych były notowania ceny ropy na giełdzie w Nowym Jorku oraz dane o cenach detalicznych benzyny Pb95 w Polsce. Do wykonania prognoz ilościowych użyto zmodyfikowany przez autora model multiplikatywny wraz z modelem Browna. Prognozę jakościową oparto na metodyce własnej [9], w której prognoza tworzona jest na

bazie scenariuszy z wykorzystaniem wybranych metod teorii decyzji uwzględniających niepewność i ryzyko. Do utworzenia prognozy jakościowej niezbędna jest jak najdokładniejsza wiedza obejmująca znajomość zjawisk, zależności i procesów na rynku paliw. Namiastką tej wiedzy jest zasób informacji zaprezentowany w p. 2.

## 1. Analiza rynku paliw i potrzeby energetyczne transportu

Dynamiczny rozwój społeczno-gospodarczy świata w ostatnich dekadach wymagał dostarczenia i przetworzenia olbrzymiej ilości energii. Na podstawie corocznego raportu BP z roku 2011 [2] światowe zapotrzebowanie na energię cały czas rośnie i było rekordowe – wyniosło ponad 12 mld t ekwiwalentu naftowego. W analizie roku 2010 eksperci koncernu BP podkreślają, że wciąż paliwem nr 1 pozostaje ropa, ale jej udział w światowym zużyciu maleje od 11 lat. W 2010 r. wynosił 33,6 proc [19]. Na podstawie innych danych [20] światowe zużycie energii w okresie od 1971 r. do 2009 r. wzrosło o ponad 113%. Mniej więcej w tym samym okresie wzrost zużycia energii w Europie, na przestrzeni 40 lat wynosi 47% a w Polsce 17%. Według ubiegłorocznego raportu ExxonMobil „The Outlook for Energy: A View to 2040” [15] przewiduje się, że popyt na energię na świecie do 2040 roku wzrośnie o 30 proc. w porównaniu z 2010 r. Zdaniem ekspertów popyt na energię w Stanach Zjednoczonych i innych państwach rozwiniętych do 2040 r. utrzyma się na względnie stałym poziomie. Wysoki wzrost zapotrzebowania wystąpi w Chinach i innych krajach charakteryzujących się obecnie szybkim wzrostem PKB. Z raportu [15] wynika, że dzięki wzrostowi efektywności energetycznej zapotrzebowanie na energię będzie rosło do 2040 roku średnio o 1 proc. rocznie, zaś światowe PKB będzie rosło o pra-

wie 3 proc. rocznie. Rys. 1 zawiera informacje, o obecnym udziale w zużyciu energii na świecie przez największe gospodarki.

Transport obok przemysłu należy do najbardziej energochłonnego sektora gospodarki.

W krajach UE transport potrzebuje ponad 30% sumarycznego zużycia energii. W Stanach Zjednoczonych jest o kilka procent niższy. Porównując zmiany procentowego udziału zużycia energii przez przemysł i transport w sumarycznych potrzebach gospodarki i społeczeństwa na energię w: 1990 r., 2000 r., 2005 r. i 2010 r. (tab. 1), zauważyć można stopniowy spadek udziału przemysłu na rzecz transportu.

W Polsce w przeciągu ostatnich 20 lat w okresie od 1990 r. do 2010 r. transport stał się jednym z głównych odbiorców energii, notując wzrost zapotrzebowania o 134%. Zużycie energii w przemyśle, w tym samym okresie spadło o 60%. Dane o wzroście zużycia energii w transporcie przedstawia poniższy wykres (rys. 2).

Prawie cały transport lądowy, wodny oraz lotniczy zasilany jest paliwami produkowanymi na bazie ropy naftowej. Dlatego ropa stała się tak ważnym strategicznym surowcem energetycznym na świecie. Na rysunku 3 przedstawiono światowe wydobycie ropy w okresie 1965 – 2010 r.

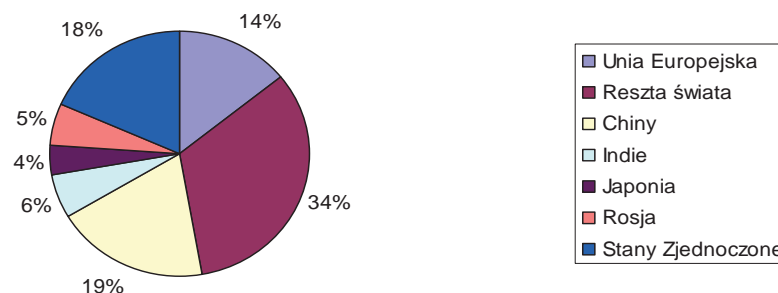
USA jest państwem, w którym konsumpcja ropy liczona sumarycznie dla całego kraju (rys. 4) oraz

na jednego obywatela jest największa na świecie. Dzięki bardzo konsekwentnej polityce gospodarczej Stany Zjednoczone próbują zmniejszyć uzależnienie od importu ropy poprzez dywersyfikację dostaw (rys. 5) i poprzez zmniejszenie udziału paliw ropopochodnych w transporcie (rys. 6)

## 2. Próba krótkoterminowej prognozy ceny ropy i paliw ropopochodnych

### 2.1. Zarys metodyki

Analizę cen ropy można wykonać za pomocą standardowych metod statystycznych stosowanych w analizie szeregów czasowych [1]. Zalecane jest posiadanie danych historycznych z długiego okresu czasu. To zalecenie jest szczególnie ważne przy użyciu modeli, w których między innymi wyznacza się funkcję zmian sezonowych lub indeksy sezonowe, ponieważ metody te wymagają danych kwartalnych. Większość analiz szeregów czasowych wymaga zastosowania metodyki rozłożenia szeregu na składowe i uwzględnienie składowej losowej. Utworzony model matematyczny powinien aproksymować jak najdokładniej empiryczny szereg czasowy. Celem tworzenia modelu poprzez identyfikację jego składowych jest użycie go do tworzenia prognoz dla danego szeregu poprzez prognozowanie zmian każdej składowej regularnej modelu. Najczęściej nie two-

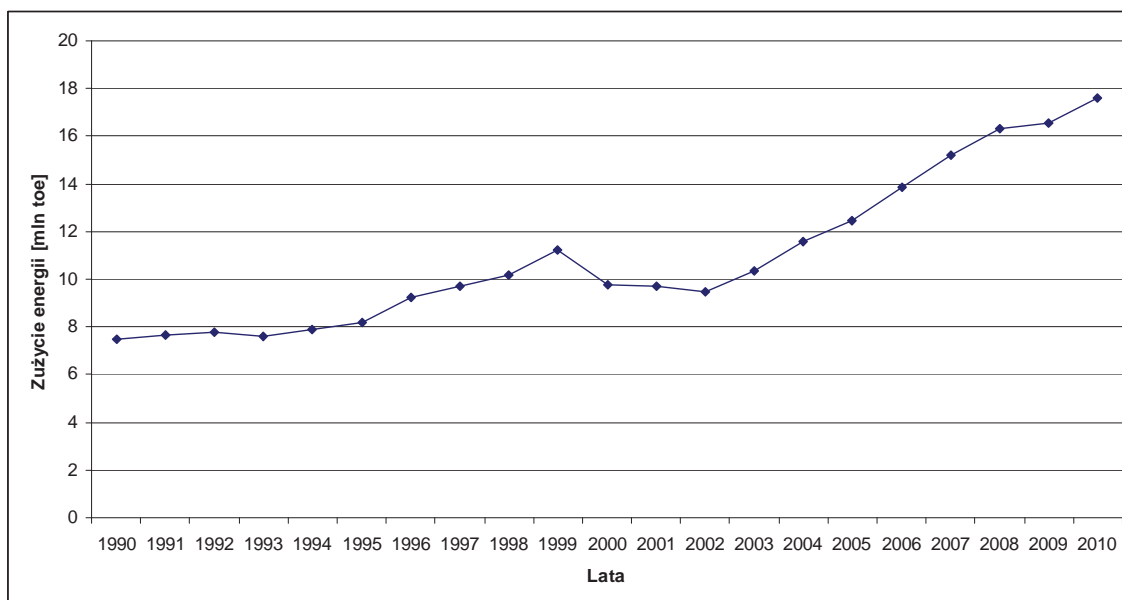


Rys. 1. Procentowy udział wybranych krajów w światowym zużyciu energii w 2009 r. ([4] na podst. [20])

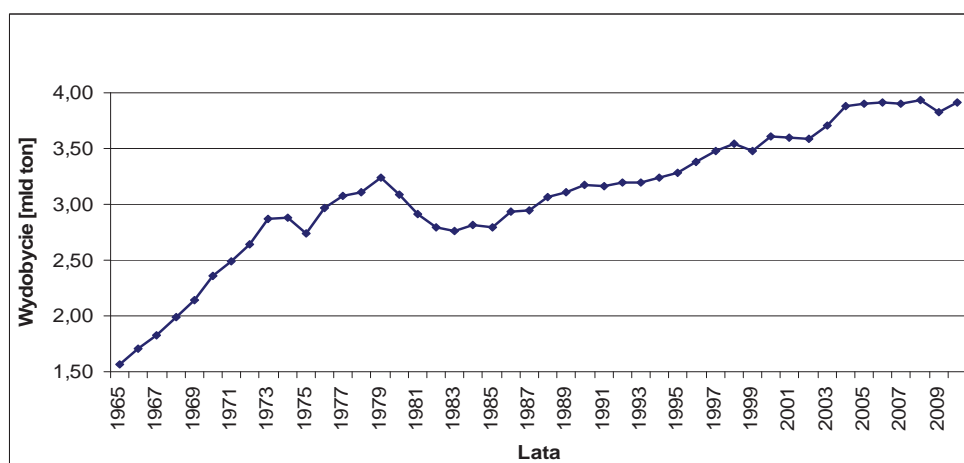
Tab. 1. Procentowy udział zużycia energii w przemyśle<sup>1</sup> i transporcie w ogólnym zużyciu energii ([4] na podstawie danych: [14, 18])

|                 | Rok 1990 |           | Rok 2000 |           | Rok 2005 |           | Rok 2010 |           |
|-----------------|----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|
|                 | Przemysł | Transport | Przemysł | Transport | Przemysł | Transport | Przemysł | Transport |
| Unia Europejska | 34,23    | 26,13     | 29,43    | 30,51     | 27,93    | 30,83     | 25,31    | 31,69     |
| Czechy          | 50,93    | 8,20      | 40,95    | 17,83     | 37,24    | 23,81     | 34,17    | 24,58     |
| Hiszpania       | 35,58    | 39,39     | 31,94    | 41,44     | 31,79    | 40,75     | 25,79    | 41,11     |
| Litwa           | 34,37    | 20,63     | 20,83    | 28,17     | 22,17    | 31,88     | 18,90    | 32,61     |
| Niemcy          | 32,27    | 25,61     | 26,27    | 30,10     | 27,22    | 27,18     | 27,91    | 28,45     |
| Polska          | 42,27    | 12,50     | 34,15    | 17,61     | 28,51    | 21,37     | 23,19    | 26,52     |
| Słowacja        | 48,34    | 9,28      | 41,26    | 13,28     | 40,69    | 20,70     | 37,54    | 22,90     |
| USA             | 37,65    | 26,54     | 35,08    | 36,87     | 32,35    | 28,27     | 30,87    | 27,96     |

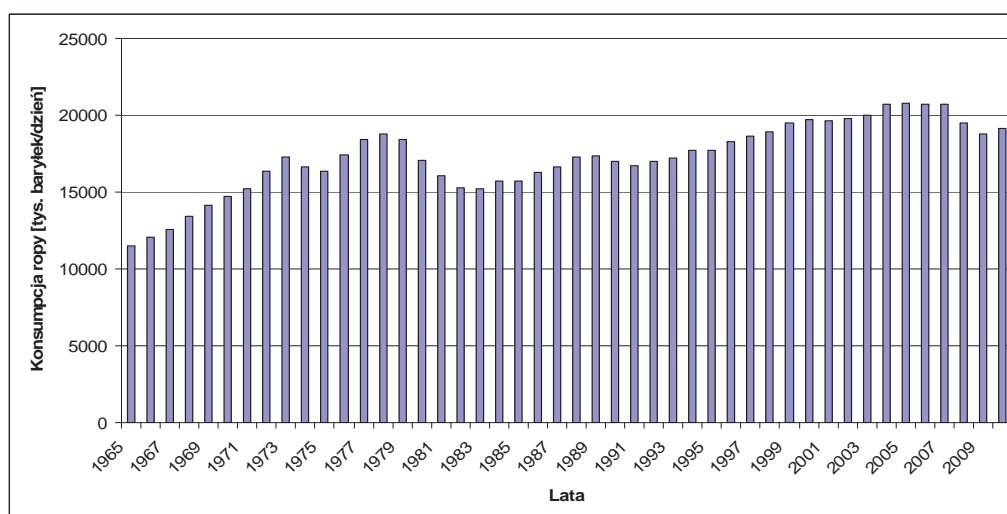
1) za wyjątkiem przemysłu energetycznego



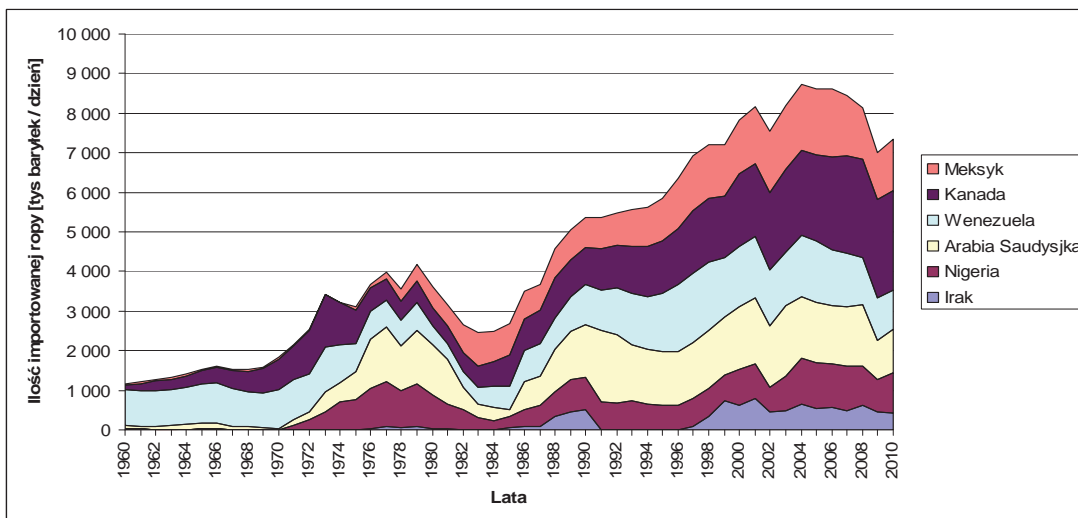
Rys. 2. Zużycie energii w transporcie w Polsce w latach 1990 – 2010 [w mln toe], gdzie: toe to jednostka energii - ilość energii uwolnionej przez spalanie jednej tony ropy naftowej, w przybliżeniu 42 GJ ([4] na podst. [14])



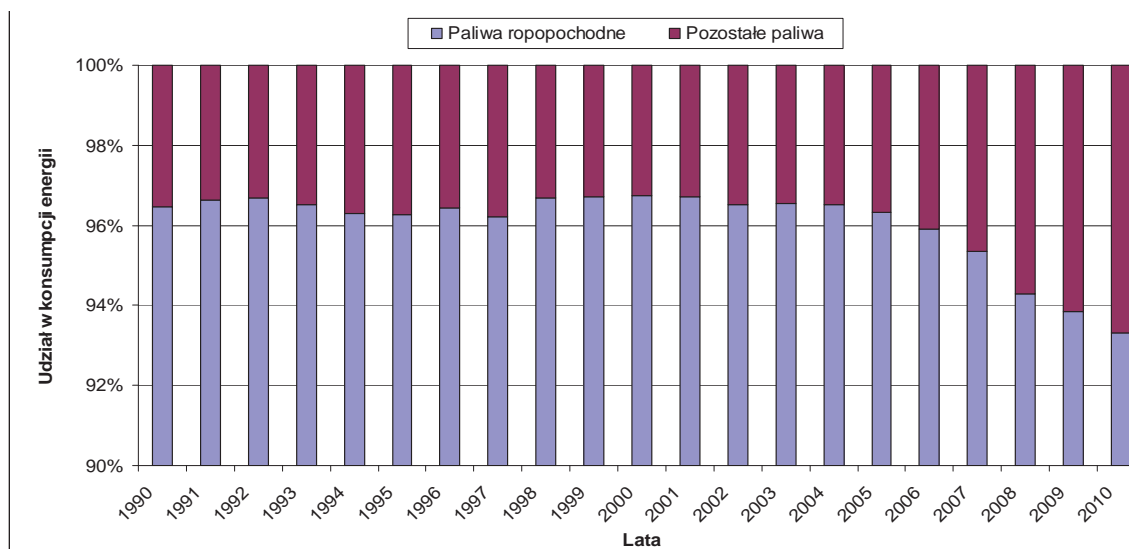
Rys. 3. Światowe wydobywanie ropy w latach 1965 – 2010 [2]



Rys. 4. Konsumpcja ropy w Stanach Zjednoczonych; ([4] na podstawie [2])



Rys. 5. Import ropy naftowej dla Stanów Zjednoczonych ([4] na podst. [18])



Rys. 6. Udział paliw ropopochodnych w całkowitym zużyciu energii przez transport w USA w latach 1990 – 2010 ([4] na podst. [18])

rzy się prognoz dla składnika losowego. Prognozowanie jest ekstrapolacją na zewnątrz obszaru posiadanych danych.

W publikacjach własnych [7, 8, 10] do wykonania prognoz użyto model multiplikacyjny dany równaniem:

$$\hat{y}_t = tm_t \cdot s_t \cdot c_t \cdot I_t \quad (1)$$

gdzie:

$\hat{y}$  - ocena szeregu czasowego,

$tm$  - funkcja trendu,

$s$  - funkcja skokowa zmian indeksu sezonowego,

$c$  - funkcja zmian cyklicznych,

$I$  - funkcja zmian nieregularnych (losowych),

$t$  - okres lub moment czasu.

Wszystkie składowe modelu są funkcjami czasu dla okresów kwartalnych. Opis szczegółowych zaleceń do identyfikacji i prognozowania wszyst-

kich funkcji będących składowymi modelu jest zamieszczony w literaturze [1] i dlatego w niniejszej publikacji zostanie pominięty. Na uwagę zasługuje ta część metodyki, która odnosi się do prognozowania funkcji zmian składowej cyklicznej. Według Aczela cyt. „Z wahaniami cyklicznymi są pewne problemy. W przeciwieństwie do dość regularnych wahań sezonowych ... , składowa cykliczna szeregu czasowego nie ma stałego okresu. Zarówno amplituda jak i okres ... składowej cyklicznej mogą się zmieniać i mogą być trudne, jeśli nie niemożliwe, do określenia”. Do prognozowania tej składowej Aczel proponuje cyt. „... na podstawie przebiegu wartości składowej cyklicznej *próbujemy* odgadnąć jej wartość w punkcie prognozy”.

Na podstawie źródeł literatury dotyczącej prognozowania [3, 6, 13] i licznych doświadczeń własnych proponuje się zastosowanie następujących



metod do wyznaczania prognozy funkcji zmian cyklicznych:

- metoda scenariuszy dla rynku paliw ropopochodnych, w efekcie czego otrzymane wnioski o tendencjach zmian popytu, podaży i kształtowaniu się ceny ropy dla scenariuszy optymistycznych i pesymistycznych stanowią podstawę do oszacowania wartości funkcji zmian cyklicznych w punktach prognozy,
- metoda delficka w różnych wariantach, których efekt końcowy wykorzystuje się w sposób analogiczny jak w przypadku metody scenariuszy,
- metoda Bayesa w zastosowaniach w teorii decyzji do oszacowania prawdopodobieństw subiektywnych wystąpienia różnych zjawisk mających wpływ na rynek ropy i obliczania prawdopodobieństw warunkowych i aposteriorycznych wystąpienia oczekiwanych cen ropy; wykorzystanie jak w przypadku dwóch wyżej wymienionych metod,
- zastosowanie wybranych metod prognozowania na podstawie szeregów czasowych np. metod wygładzania wykładniczego.

Dwie pierwsze metody należą do heurystycznych metod prognozowania. Metody te opierają się na opinii ekspertów, która jest wypadkową ich dużej wiedzy, doświadczenia, wyobraźni i intuicji. Przewidywanie przyszłości nie jest ekstrapolowaniem wykrytych w przeszłości prawidłowości, lecz jest prognozowaniem możliwych wariantów rozwoju zjawiska i wartości zmiennej prognozowanej. W publikacjach własnych [7, 8] przedstawiono zalety i wady tych metod oraz własne próby zastosowań w eksploatacji obiektów technicznych. W publikacji [9] utworzono prognozę jakościową na rok 2010 i dla okresu 2011 r. – 2014 r., w której połączono uproszczoną metodę scenariuszy i elementy wnioskowania statystycznego. Podejście Bayesowskie z niepełną informacją użyte w celach prognozowania ceny ropy będzie tematem następnej publikacji. Czwarta grupa wymienionych metod wyklucza wiedzę ekspercką. Należy do niej liczna grupa różnych metod matematycznych. W publikacji niniejszej w p. 3.3. został zaprezentowany model Browna. Model ten posłużył do wykonania prognozy zmian cyklicznych przy wyznaczaniu prognozy ceny ropy na giełdzie w Nowym Jorku (p. 3.3.).

## 2.2. Uwagi metodyczne o zastosowaniu modelu Browna do prognozowania zmian cyklicznych

Metoda wykorzystująca model Browna [1] oparta jest na metodzie prostego wygładzenia wykładniczego. Istota metody polega na wyznaczaniu wartości prognozowanej tylko dla okresu lub momentu czasu  $t+1$ , tylko o jeden okres do przodu. Metoda została wybrana spośród wielu metod prognostycznych w dziedzinach zarządzania i ekonomii z uwagi na zalecenia stosowania jej w szeregach nie posiadających wyraźnego trendu

i wahań sezonowych. Model Browna pozwala na wygładzenie szeregu w sposób, że rośnie wpływ ostatnich wartości szeregu na prognozę, w porównaniu do wartości przeszłych. Prognoza oparta jest na obliczeniach średniej ważonej dla aktualnej i poprzednich danych tak, aby wartości wag w postaci funkcji  $w(1-w)^k$  (gdzie:  $k = 0, 1, 2, \dots, n$ ) zmniejszały się geometrycznie w miarę cofania się na osi czasu, co zapisać można w następującej postaci:

$$\check{Z}_{t+1} = wZ_t + w(1-w)Z_{t-1} + w(1-w)^2Z_{t-2} + \dots + w(1-w)^nZ_{t-n} \quad (2)$$

gdzie:

$Z_{t+1}$  – prognoza dla chwili czasu  $t+1$ ,

$w$  – współczynnik wagi,

$Z_t, Z_{t-1}, Z_{t-2}$  – dane wartości szeregu dla chwil czasu:  $t, t-1, t-2$ .

Dla ułatwienia wykonania obliczeń model wygładzenia wykładniczego zapisuje się w postaci następujących równań rekurencyjnych:

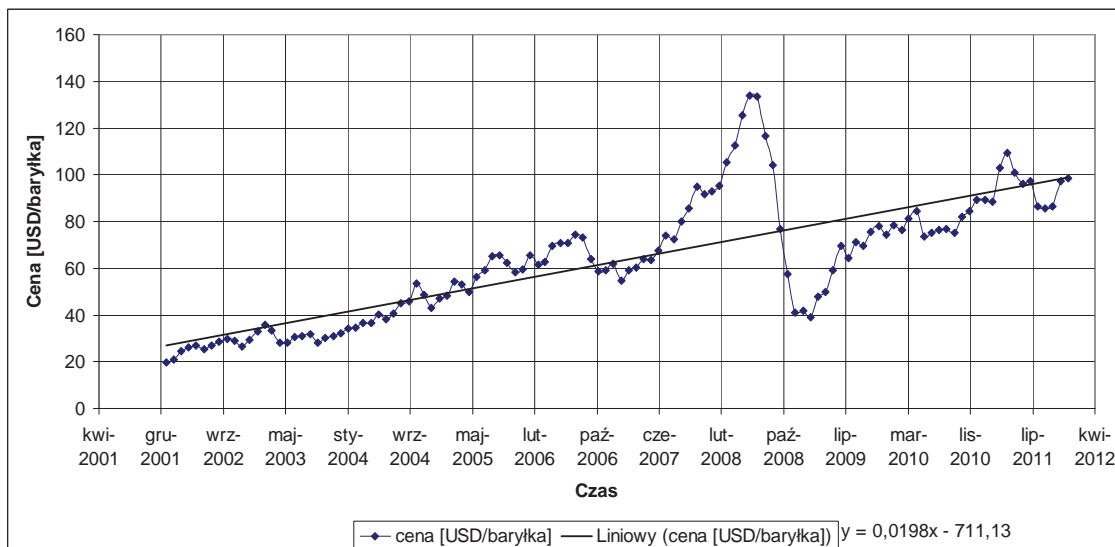
$$\begin{aligned} \check{Z}_2 &= wZ_1 + (1-w)\check{Z}_1 \\ \check{Z}_3 &= wZ_2 + (1-w)\check{Z}_2 \\ \check{Z}_4 &= wZ_3 + (1-w)\check{Z}_3 \\ &\dots \\ \check{Z}_{t+1} &= wZ_t + (1-w)\check{Z}_t \end{aligned} \quad (3)$$

W celu uzyskania następnych prognoz dla chwil:  $t+2, t+3$  i  $t+4$  należy dokonać odpowiedniej selekcji danych źródłowych z odpowiednim krokiem dla wybranej prognozy. Przy założeniu, że dane źródłowe są średnimi kwartalnymi to dla prognozy dla chwili  $t+2$  należy z danych źródłowych utworzyć nowy szereg składający się z danych wybranych tylko z co drugiego kwartału. Analogicznie należy postąpić dla prognoz dla chwil  $t+3$  i  $t+4$ .

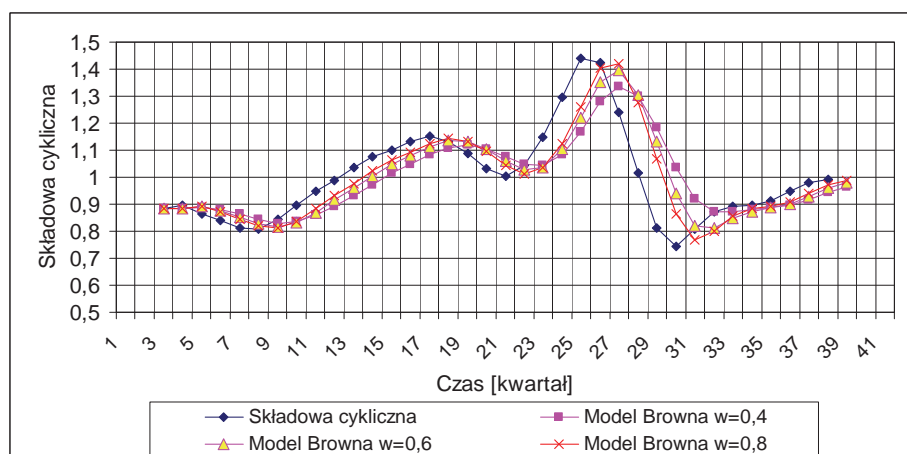
## 2.3. Prognoza cen ropy na giełdzie w Nowym Jorku

Na rysunku 7 przedstawiono wykres zmian notowań ceny ropy na giełdzie w Nowym Jorku w postaci średniomiesięcznych wartości kursu ropy w okresie od stycznia 2002 r. do grudnia 2011 r. Odwołując się do analizy ceny ropy w okresie ostatnich 22 lat [9] można wyróżnić cztery okresy. W pierwszym okresie, który trwał do 2002 roku cenę można uznać za stabilną ze średnią poniżej 20 USD/baryłka. Okres ten pominięto w dalszej analizie. W drugim okresie cena rosła wykładniczo aż do 3 lipca 2008 roku, kiedy osiągnęła maksymalną wartość 147,04 USD/baryłka.

Po osiągnięciu rekordowej wartości nastąpiła reakcja rynku w postaci szybkiego spadku sprzedaży paliwa, co wymusiło spadek cen na giełdzie w okresie listopad – grudzień 2009 r. – ten okres wyróżniono jako trzeci. Czwarty okres trwa do chwili obecnej i wyróżnia się ciągłym wzrostem, aż do osiągnięcia poziomu ceny zbliżonej do 100 USD/baryłka.



Rys. 7. Notowania ceny ropy naftowej [USD/baryłka] na giełdzie w Nowym Jorku [18]



Rys. 8. Składowa cykliczna wraz z prognozą dla kwartału oznaczonego numerem 39 (lato 2011 r.) oraz funkcje wygładzające metodą Browna dla trzech wartości wag

Źródło: Opracowanie własne.

Na podstawie prezentowanych danych podjęto próbę utworzenia modelu matematycznego o postaci danej równaniem (1). Realizacją kolejnych etapów metodyki modelowania jest wyznaczenie następujących składowych:

- a) funkcja trendu dla danych po wygładzeniu średnią ruchomą w postaci:

$$tm_t = 1,8088 \cdot t + 25,819 \quad (4)$$

gdzie:

tm – składowa ceny ropy [USD/baryłka] wynikająca z trendu liniowego,

t – czas jako liczba kwartałów [kwartał].

- b) funkcja zmian sezonowych o wartościach dyskretnych podanych w tabeli 2,

- c) funkcja zmian cyklicznych wraz z pierwszą wartością prognozowaną dla kwartału lato 2011 r. – rysunek 8 zawiera funkcje wygładzające według metody Browna dla trzech wartości wag; dokładne wartości prognoz dla danej składowej

wyznaczone według zaleceń w p. 3.2 przedstawiono w tabeli 3,

- d) funkcję zmian losowych (w dalszych rozważaniach pominięto).

Tab. 2. Indeksy zmian sezonowych dla ceny ropy naftowej na giełdzie w Nowym Jorku

| Kwartał           | zima  | wiosna | lato  | jesień |
|-------------------|-------|--------|-------|--------|
| Wartość indeksu s | 0,967 | 1,023  | 1,046 | 0,963  |

Źródło: Opracowanie własne

Tab. 3. Prognozowane wartości składowej cyklicznej

| Wagi    | Kwartały     |                |              |                |
|---------|--------------|----------------|--------------|----------------|
|         | Lato 2011 r. | Jesień 2011 r. | Zima 2012 r. | Wiosna 2012 r. |
| w = 0,4 | 0,96         | 0,96           | 0,98         | 0,97           |
| w = 0,6 | 0,98         | 0,96           | 0,96         | 0,96           |
| w = 0,8 | 0,99         | 0,98           | 0,96         | 0,97           |
| średnia | 0,98         | 0,97           | 0,97         | 0,97           |

Źródło: Opracowanie własne

W oparciu o opisany powyżej model multiplikatywny, opracowano krótkoterminową prognozę na rok 2012 dla dwóch kwartałów oznaczonych na osi czasu (rys. 8) następująco: numer 41 dla zimy 2012 r., numer 42 dla wiosny 2012 r. Horyzont czasowy prognozy został ograniczony przez zasób uzyskanych wartości składowej cyklicznej uzyskanej za pomocą metody Browna. W modelu prognostycznym wykorzystano średnie wartości prognozowanej składowej cyklicznej (tabela 3).

W wyniku obliczeń uzyskano następujące wyniki prognozy średniej kwartalnej ceny ropy na giełdzie w Nowym Jorku:

- 93,8 USD/baryłka - zima 2012 r.,
- 101,0 USD/baryłka - wiosna 2012 r.

## 2.4. Prognoza ceny detalicznej benzyny Pb95 w Polsce

Stosując analogiczną metodykę jak w p. 3.3. wykonano analizę i prognozę ceny detalicznej benzyny Pb95 w Polsce. Dane źródłowe pozyskano z witryn internetowych [16, 17] dla okresu od stycznia 2004 r. do grudnia 2011 r. włącznie. Na potrzeby zastosowanej metodyki obliczono śred-

nie kwartalne ceny. Kwartałom przypisano wartości liczbowe od 1 do 32. Ostatni kwartał jesień 2011 r. ma na osi czasu przyporządkowaną liczbę 32. Dane oryginalne w postaci średnich kwartalnych i linię trendu przedstawione na rysunku 9. Porównując wykresy na rysunkach 7 i 9 można zauważyć, że zmienność ceny benzyny na polskim rynku podlega mniejszym wahaniom (jest stabilniejsza) od ceny ropy na giełdzie w Nowym Jorku. Stabilizacja cen w Polsce wynika między innymi z dużego udziału podatków w cenie detalicznej paliwa oraz efektu opóźnionego w czasie wpływu cen światowych na ceny lokalne. Jednak długoterminowy trend zmian jest rosnący w obu przypadkach oraz podobna jest zmienność ceny wynikająca z sezonowości. Świadczą o tym następujące wyniki analizy dla ceny w Polsce:

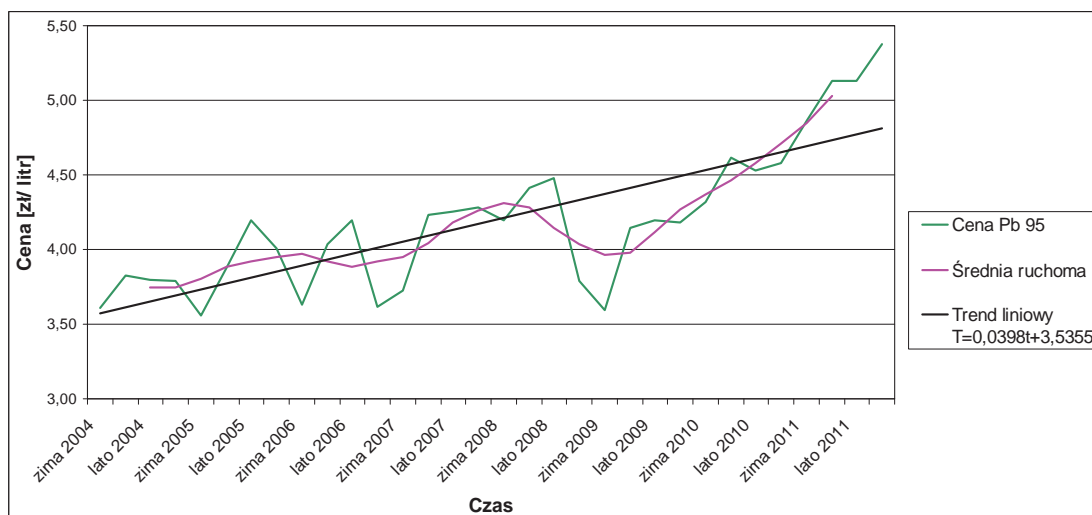
1. Równanie trendu liniowego ma postać:

$$tm_t = 0,0398 \cdot t + 3,5355 \quad (5)$$

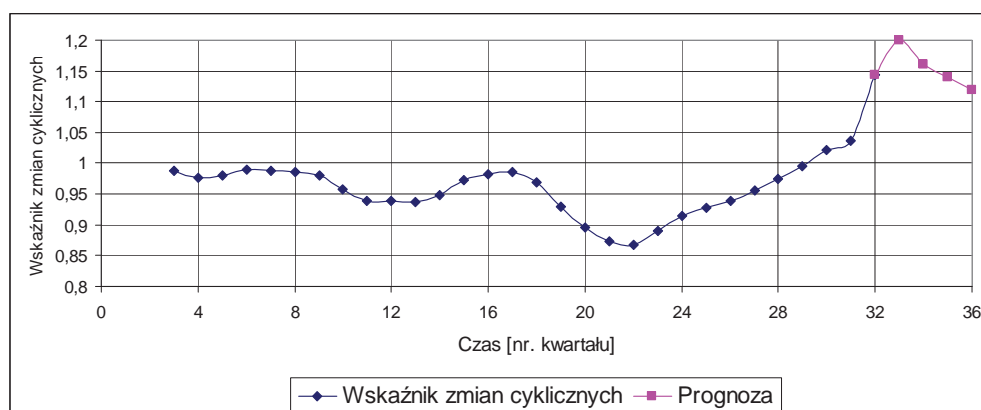
gdzie:

$tm$  – składowa ceny benzyny Pb95 [PLN/dm<sup>3</sup>] wynikająca z trendu liniowego,

$t$  – czas jako liczba kwartałów [kwartał].



Rys. 9. Cena detaliczna benzyny Pb95 w Polsce [15]



Rys. 10. Funkcja zmian cyklicznych ceny benzyny Pb95 i jej prognoza



2. Indeksy zmienności sezonowej wynoszą:

- zima – 0,9522;
- wiosna – 1,0308;
- lato – 1,0393;
- jesień – 0,9777.

3. Wartości funkcji zmienności cyklicznej przedstawiono na wykresie (rys. 10).

Po analizie i wyznaczeniu składowych funkcji multiplikatywnej dla danych, należy wyznaczyć prognozy wszystkich składowych równania (1), korzystając z następujących założeń:

- prognoza trendu jest wyznaczana dla przyszłych wartości  $t$  korzystając ze wzoru (5),
- wartości współczynników zmian sezonowych są identyczne jak dla wartości ceny w przeszłości,
- wartości współczynnika zmian cyklicznych należy wyznaczyć według zaleceń zawartych w książce [1],
- wartości współczynnika zmian losowych są stałe i wynoszą 1.

Przyjęto, że wartości zmian cyklicznych dla kwartałów w roku 2012 przyjmą wartości, które zostały przedstawione na wykresie (rys. 10) i w tabeli 4. Tak duży przyrost prognozowanej wartości współczynnika zmian cyklicznych, który dla kwartału 33 (zima 2012) wynosi 1,2 jest uzasadniony następująco: występowała tendencja wzrostowa analizowanego współczynnika już od dwóch kwartałów, przewidywany jest dalszy wzrost ceny ropy na giełdach światowych, przewidywane jest podniesienie przez Polskę akcyzy na olej napędowy, niską wartością kursu złotego [PLN] w stosunku do dolara i euro prawdopodobnie utrzyma się jeszcze przez kilka kwartałów. Wysokie wartości prognozy współczynnika zmian cyklicznych z tendencją malejącą w kwartałach 34, 35 i 36 jest tłumaczona tym, że w grupie państw najbogatszych, w tym w krajach UE nie ma przekonywujących sygnałów z rynków finansowych, że kraje te w roku 2012 będą wychodziły z kryzysu. Utrzymanie się wysokiej ceny Pb95 w kwartale lato 2012 r. jest w części efektem wpływu wysokiej wartości wskaźnika zmienności sezonowej w okresie lata.

**Tab. 4.** Prognozowane wartości ceny benzyny Pb95 i współczynnika zmian cyklicznych dla Polski w roku 2012

| Czas [nr kwartału] | Nazwa kwartału | Prognoza ceny Pb95 [PLN/dm <sup>3</sup> ] | Prognoza współczynnika zmian cyklicznych |
|--------------------|----------------|---|--|
| 33                 | zima 2012      | 5,50                                      | 1,20                                     |
| 34                 | wiosna 2012    | 5,80                                      | 1,16                                     |
| 35                 | lato 2012      | 5,80                                      | 1,14                                     |
| 36                 | jesień 2012    | 5,40                                      | 1,12                                     |

### 3. Próba średniookresowej prognozy jakościowej zmian na rynku ropy

Według Cieślak [3] prognoza jakościowa jest wtedy, gdy cyt. „... prognozowanym zdarzeniem jest stan zmiennej jakościowej lub słownie opisana sytuacja dotycząca zmiennej ilościowej”.

W zaproponowanej przez Skrobackiego metodyce [9] tworzenia prognoz jakościowych na bazie scenariuszy wykorzystano podstawy teorii decyzji uwzględniającą niepewność i ryzyko [5, 11]. Zaproponowano statystyczną metodę badania efektów możliwości równoczesnego wystąpienia różnych stanów podaży i popytu na ropę. W tym celu założono możliwość wystąpienia dwóch stanów popytu i dwóch stanów podaży ropy. Dla celów niniejszej prognozy zidentyfikowano następujące stany wraz ze słownym opisem sytuacji na rynku ropy dla okresu 2012-2014:

- (PD1) podaż rosnąca lub niemalejąca, gdzie utrzymany jest wysoki poziom ostatnich lat; dla tego stanu przyjmuje się następujące założenia: w krajach OPEC wystąpi wzrost wydobycia, zaś w pozostałych krajach eksportujących ropę nastąpi nieznaczny wzrost wydobycia lub wydobycie pozostanie na niezmiennym poziomie, możliwości przetwórcze i zasoby są wystarczające,
- (PD2) podaż malejąca; zakłada się, że zgodnie z teorią Hubbert-a w okresie 2012-2014 r. ujawni się zjawisko powolnego spadku wydobycia po wyczerpaniu 50% dostępnych zasobów ropy naftowej w świecie; okres ten może być analogiczny do okresu końca lat 60-tych i początku lat 70. ubiegłego wieku w historii wydobycia ropy w USA,
- (PP1) wzrost popytu w wyniku stopniowego rozwoju gospodarki w USA i szybkiego w Chinach, Indiach i w Brazylii, co poprawia koniunkturę globalną i wzrost popytu na ropę do poziomu ok. 1,6 % rok do roku,
- (PP2) nierosnący popyt; stan ten będzie efektem powolnego wychodzenia z kryzysu największych „konsumentów” ropy, czyli USA, krajów UE i Japonii.

Zgodnie z wymaganiami teorii decyzji wymienionym stanom przyporządkowano następujące prawdopodobieństwa subiektywne wystąpienia tych stanów dla dwóch wariantów wystąpienia popytu: a) wariant pierwszy preferuje wystąpienie stanu (PP2) jako bardziej prawdopodobnego i dlatego przyjęto wartość prawdopodobieństwa wystąpienia tego stanu równą  $P(1)(PP2) = 0,7$ .

b) w drugim wariantcie przyjęto założenie Laplace'a, że gdy brak jest jednoznacznych informacji umożliwiających oszacowanie prawdopodobieństwa, to należy przyjąć, że prawdopodobieństwa są równe [11]. Dlatego dla wariantu drugiego przyjęto, że prawdopodobieństwa wystąpienia obu stanów popytu wynoszą  $P(2)(PP1) = P(2)(PP2) = 0,5$ . Podane w tekście i w tabeli 5 wartości prawdopodobieństw dla popytu odnoszące się do wariantu pierwszego są oznaczone indeksem górnym (1), zaś odnoszące się do wariantu drugiego są oznaczone indeksem górnym (2). Zakładane prawdopodobieństwa subiektywne dla podaży wynoszą odpowiednio:  $P(PD1)=0,8$ ,  $P(PD2)=0,2$ .



Obliczenia prawdopodobieństw wystąpienia zjawiska będącego efektem równoczesnego wystąpienia dowolnego stanu podaży i dowolnego stanu popytu wykonano przy założeniu, że wystąpienie każdego stanu podaży w stosunku do każdego stanu popytu jest zdarzeniem niewykluczającym i niezależnym. Prawdopodobieństwo uzyskania efektu równoczesnego oddziaływania danego stanu podaży i danego stanu popytu jest równe iloczynowi prawdopodobieństw wystąpienia danego stanu podaży i danego stanu popytu. Wyniki tak przeprowadzonych obliczeń zamieszczono w tabeli 5.

Według tej słownej formuły przykładem wyznaczenia prawdopodobieństwa wystąpienia zjawiska (Z1) polegającego na „pojawieniu się niedoboru ropy” jako efektu równoczesnego wystąpienia stanów PD1 i PP1 w wariancie pierwszym jest zastosowanie następującego równania:

$$P(Z1) = P\{(PD1) \text{ i } (PP1)\} = P(PD1) \times P^{(1)}(PP1).$$

W tabeli 5 przedstawiono wyniki obliczeń dla podanego przykładu, gdzie:  $P^{(1)}(Z1)=0,24$  oraz pozostałe, które wykonano analogicznie.

W tabeli przewidywane zjawisko „pojawienie się niedoboru ropy” występuje dwa razy jako wcześniej analizowane zjawisko (Z1) i zjawisko (Z4), które jest efektem równoczesnego wystąpienia podaży PD2 i popytu PP2. W takim wypadku obliczenie prawdopodobieństwa „pojawienie się niedoboru ropy” wykonuje się według reguły dodawania zdarzeń wzajemnie wykluczających się [5]:

$$P[(Z1) \text{ lub } (Z4)] = P(Z1) + P(Z4)$$

Wynik obliczeń jest następujący: prawdopodobieństwo wystąpienia zjawiska „pojawienie się niedoboru ropy” dla wariantu pierwszego wynosi 0,38 zaś dla wariantu drugiego 0,50. Prawdopodobieństwo przeciwnego zdarzenia, czyli pojawienia się zjawiska „zaspokojenie popytu” wynosi

w zależności od wariantu albo 0,56, albo 0,40. Dla zjawiska „znaczny wzrost niedoboru ropy” wyniki obliczeń wynoszą odpowiednio: 0,06 i 0,10.

## Wnioski końcowe

1. Artykuł zawiera skróconą analizę rynku paliw w świecie, w USA, w wybranych krajach EU i w Polsce. Przeprowadzenie analizy umożliwiło oszacowanie prawdopodobieństw subiektywnych wystąpienia stanów podaży i popytu w prognozie jakościowej dla światowego rynku ropy w okresie 2012 – 2014 r. Przyjęto, że bardziej prawdopodobne jest wystąpienie podaży z tendencją rosnącą lub niemalejącą. Popyt oszacowano dla dwóch wariantów. W pierwszym wariancie założono wysokie prawdopodobieństwo wystąpienia popytu nierosnącego, zaś w wariancie drugim, że wystąpienie obu stanów popytu jest równie prawdopodobne.
2. Wykonano ilościową prognozę krótkoterminową dla dwóch pierwszych kwartałów 2012 r. ceny ropy na giełdzie w Nowym Jorku. Artykuł zawiera opis zmodyfikowanej przez autora metodyki budowy modelu prognostycznego w postaci multiplikatywnej. Modyfikacja polega na zastosowaniu metody wygładzenia wykładniczego w postaci modelu Browna do uzyskania prognozy zmian cyklicznych w modelu multiplikatywnym. Efektem prognozy są następujące dane: w zimie 2012 r. średnia cena wyniesie ok. 94 USD/baryłkę zaś w następnym kwartale nieznacznie przekroczy 100 USD/baryłkę. Wykonanie prognozy tylko dla dwóch kwartałów wynikało z ograniczeń zmodyfikowanej metodyki.
3. Wykonano następną prognozę ilościową ceny detalicznej benzyny Pb95 w Polsce. Aby uzyskać prognozę dla czterech kwartałów 2012 r. zastosowano standardową metodykę budowy modelu multiplikatywnego. Dla kolejnych kwartałów br. prognozowane ceny [PLN/dm<sup>3</sup>] wynoszą: 5,50; 5,80; 5,80; 5,40.

Tab. 5. Przewidywania wystąpienia zjawiska niedoboru podaży ropy w stosunku do popytu dla okresu 2012-2014

|                       |   | POPYT   |   |
|-----------------------|---|---|---|
|                       |   | PP1 rosnący<br>$P^{(1)}(PP1)=0,3$ ; $P^{(2)}(PP1)=0,5$                              | PP2 nierosnący<br>$P^{(1)}(PP2)=0,7$ ; $P^{(2)}(PP2)=0,5$                           |
| P<br>O<br>D<br>A<br>Ż | PD1<br>podaż rosnąca lub<br>niemalejąca<br>$P(PD1)=0,8$ | <b>pojawienie się niedoboru ropy</b><br><br>$P^{(1)}(Z1)=0,24$ ; $P^{(2)}(Z1)=0,40$ | <b>zaspokojenie popytu</b><br><br>$P^{(1)}(Z2)=0,56$ ; $P^{(2)}(Z2)=0,40$           |
|                       | PD2<br>podaż malejąca<br>$P(PD2)=0,2$                   | <b>znaczny wzrost niedoboru ropy</b><br><br>$P^{(1)}(Z3)=0,06$ ; $P^{(2)}(Z3)=0,10$ | <b>pojawienie się niedoboru ropy</b><br><br>$P^{(1)}(Z4)=0,14$ ; $P^{(2)}(Z4)=0,10$ |

Źródło: Opracowanie własne.

4. W ocenie autora w najbliższych latach zostanie zachowany wyraźny trend rosnący dla cen ropy w świecie i produktów ropopochodnych. Dokładniejsze uzasadnienie tej hipotezy jest przedstawione we wcześniejszych publikacjach autora [9, 10].
5. W artykule rozważano także problem możliwości wystąpienia na rynku światowym w okresie 2012 – 2014 r. niedoboru ropy w wyniku wzrostu popytu ponad wartość podaży. W celu rozwiązania tego problemu utworzono prognozę jakościową według metodyki zaproponowanej przez autora w pracy [9], w której wykorzystuje się podstawy teorii decyzji uwzględniającą niepewność i ryzyko. Wynik rozważań jest następujący: prawdopodobieństwo wystąpienia zjawiska „pojawienie się niedoboru ropy” dla założonych wariantów wynosi odpowiednio 0,38 albo 0,50; prawdopodobieństwo pojawienia się zjawiska „zaspokojenie popytu” wynosi 0,56, albo 0,40; zaś dla zjawiska „znaczny wzrost niedoboru ropy” wyniki obliczeń wynoszą: 0,06 i 0,10.

## Bibliografia

1. Aczel A. D., *Statystyka w zarządzaniu*. Wyd. Naukowe PWN, Warszawa 2000.
2. *BP Statistical Review of World Energy Full Report 2011*.
3. Cieślak M. (red.) i in., *Prognozowanie gospodarcze. Metody i zastosowania*. Wyd. Naukowe PWN, Warszawa 1997.
4. Misior G., *Analiza rynków wybranych paliw w transporcie światowym i polskim*. Próba prognozy. Praca magisterska pod kierunkiem Z. Skrobackiego, Wydział ZIMK Politechnika Świętokrzyska, Kielce 2012.
5. Moore P. G., *Ryzyko w podejmowaniu decyzji*. PWE Warszawa 1975 (tytuł oryginału: *Risk in business decision*. Longman Group Limited, London 1972).
6. Nowak E. (red.), *Prognozowanie gospodarcze. Metody, modele, zastosowania, przykłady*. Agencja Wydawnicza „Placet”, Warszawa 1998.
7. Skrobacki Z., *Moduł prognoza*, [w:] Powierża L. (red.) *Wybór użytecznej konfiguracji systemu bioagrosuszającego*. Politechnika Warszawska, Zakład Inżynierii Systemów (ISBN 83-915188-7-6). Płock 2003.
8. Skrobacki Z., *Identyfikacja procesów w aspekcie prognozowania*, [w:] Powierża L. (red.) *Zarys inżynierii systemów bioagrotechnicznych. Część 2. Egzemplifikacje: Efektywność i identyfikacja*. Politechnika Warszawska, Zakład Inżynierii Systemów (ISBN 83-915188-7-6), Płock 2007.
9. Skrobacki Z., *Qualitative Forecast for Fuel Market Accounting for Sustainable Development*, [w:] Powierża L. (red.) *Problems of Maintenance of Sustainable Technological Systems*. Tom II, serii Monografii Zespołu Systemów Eksploatacji SPE KBM PAN. Wyd. PN-TTE Warszawa 2010 (ISBN 978-83-930944-0-0).
10. Skrobacki Z., *Prognozy cen ropy na giełdzie w Nowym Jorku*. Autobusy – Technika, Eksploatacja. Systemy Transportowe 2010, nr 6(126), (ISSN 1509-5878), wersja elektroniczna.
11. Supernat J., *Techniki decyzyjne i organizatorskie*. Wydawnictwo Kolonia Limited, Wrocław 2000.
12. Symonides E., *Ochrona przyrody*. Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego, Warszawa 2008.
13. Zeliaś A., Pawelek B., Wanat S., *Prognozowanie ekonomiczne. Teoria, przykłady, zadania*. Wyd. Naukowe PWN, Warszawa 2003.

### Źródła internetowe:

14. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu>
15. <http://energetyka.wnp.pl/popyt-na-energie>
16. <http://mrc.tychy.pl/ceny.paliw>
17. <http://www.autocentrum.pl/paliwa>
18. <http://www.eia.gov>
19. <http://www.ekonomia24.pl/artukul/671267.html>
20. <http://www.worldbank.org>

## The analysis of fuel market and own forecasts

*The article presents the development of the global economy in terms of energy needs, and specifically the demand for transport energy. Prices of crude oil on the New York Stock Exchange and the Pb95 petrol in Poland were analysed and forecasted, taking advantage of statistical methods for time series analysis. In reliance on the analyses, multiplicative models were developed whose constituents are functions depicting fluctuations related to trends, seasonal changes, cyclic and random variations. The developed models approximated well the real data obtained from the fuel markets. For price forecasting purposes, forecasts were developed for all constituent functions of the model, to the exclusion of the random variation function. The Brown's model was applied to the forecasts of cyclic variations. This paper also presents qualitative forecast for fuel market.*

**Key words:** forecasting, multiplicative model, Brown's model, prices of crude oil, prices of the Pb95 petrol

### Autor:

dr inż. **Zbigniew Skrobacki** – Politechnika Świętokrzyska